



저작자표시-비영리-동일조건변경허락 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.
- 이차적 저작물을 작성할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



동일조건변경허락. 귀하가 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공했을 경우에는, 이 저작물과 동일한 이용허락조건하에서만 배포할 수 있습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학박사학위논문

경쟁 환경과 기업 이질성에 관한 연구

**Essays on the firm heterogeneity
in terms of productivity and markup
under the competitive economic environments**

2013년 8월

서울대학교 대학원

농경제사회학부

김 재 경

요약(국문초록)

1980년대 등장한 신무역이론(New Trade Theory)과 1990년대 신무역이론에서 분리된 신경제지리학(New Economic Geography)은 주로 ‘대표적인 기업(representative firm)’으로 지칭되는 기업의 동질성(firm homogeneity) 가정에 이론적 바탕을 두고 있었다. 국가, 산업, 지역 내 모든 기업의 특성은 동질적이라는 전제하에서 기업 간 차이점을 무시하고 이론적 전개가 이루어져왔다. 그러나 사실 이러한 동질성 가정은 기업의 특성이 상당히 ‘이질적’이라는 경험적 관찰과 배치된 것이었다. 더욱이 통계자료, 분석기법 등의 미비로 분석의 편의차원에서 도입된 것이기에 자료와 기법의 향상과 함께 논란의 대상이 될 수밖에 없었다. 2000년대에 들어와 Eaton and Kortum (2002)과 Melitz (2003) 등이 기업의 이질성을 신무역이론 모형에 도입한 이후 다양한 후속연구들이 이루어져 오고 있다. 기업 이질성을 고려한 이론적 연구들은 기존의 동질성 가정에 기반을 둔 연구들과는 차별화된 이론적 예측과 함의들을 도출해오고 있으며, 이를 검증하기 위해 Pavcnik (2002), Bernard, Jensen and Schott (2006), Yerhoogen (2008), Combes *et al.* (2009), Saito and Gopinath (2009) 등 다양한 경험적 연구들이 이루어지고 있다.

본 연구는 이러한 신무역이론과 신경제지리학의 연구 동향에 따라, 다양한 실증적 연구들을 통해 검증되고 있는 이론적 예측들이 국내에도 적용 가능한지를 검토해보고, 이를 경험적으로 검증해 보고자 하였다. 그 동안 기업 이질성은 앞서 언급한 Eaton and Kortum (2002)과 Melitz (2003) 이후 주로 생산성(총요소생산성) 차원에서의 이질성이 주로 다루어져 왔는데, 이로 인해 해당분야에서 기업 이질성은 생산성 차원에서의 이질성과 암묵적인 동의어로 인식되어 왔다. 그러나 Melitz and Ottaviano (2008)가 마크업 차원에서의 이질성을 논의함에 따라 최근에는 마크업 차원에서의 이질성에 대한 연구 역시 활발히 진행되고 있다. 이러한 점들을 고려하여 본 연구는 크게 두 가지 차원에서의 기업 이질성 곧 생산성(총요소생산성)과 마크업 차원에서의 이질성을 함께 고려해 보고자 하였다.

이를 위해 우선 기업(또는 공장)단위에서의 생산성과 마크업을 측정하였다. 이용되는 자료는 국내 제조업을 구성하고 있는 최소 생산단위에 대한 전수조사에 가까운 통계청의 광공업통계조사 원자료이다. 그러나 이 자료는 매년 발표되는 횡단면 자료를 연결하여 패널자료로 만들기 어렵다. 사실 기업 내지는 공장단위에서의 생산함수 추정을 통한 생산성 측정법은 자료생성과정과 관련된 내생성 문제 즉, 전달편의(transmission bias) 문제를 지니고 있어, 이를 해결하기 위해 주로 패널설정에 의존하여 적용이 제한적이다. 이로 인해 통계청의 광공업통계조사 원자료와 같이 온전한 패널자료가 아닌 대규모 전수조사 자료에 대해서는 패널설정에 의존하지 않는 생산성 측정법으로서 비모수적인 다변 연쇄지수법(chained multilateral index number approach)이 그 동안 대안으로서 활용되어 왔다. 그러나 다변 연쇄지수법은 산출물 시장에서의 완전 경쟁 및 규모의 수익불변 생산기술 등 제한적인 가정을 바탕으로 하고 있다. 본 연구는 이러한 기존 연구들의 한계를 극복하여, 보다 일반적인 가정 즉, 산출물 시장에서의 불완전 경쟁과 규모의 수익가변 생산기술 가정을 채택하면서도 횡단면 내지는 패널설정이 되어 있지 않는 시계열 자료에까지 적용의 폭을 넓힌 생산성 측정기법을 새롭게 마련하였다.

한편 제안된 생산성 측정기법은 산출물의 시장의 불완전성을 시장 내 기업의 평균 마크업(markup)을 통해 반영하였는데, 본 연구는 이를 확장하여 기업(또는 공장) 수준에서 기업 특정한 마크업(firm-specific markup)을 추정할 수 있는 기법을 개발·제안하였다. 이 기법은 그 동안 활용되어 온 기존 기법이 지닌 한계, 즉 Hall(1986)·Roeger(1995) 유의 기법이 시장 내 기업의 평균 마크업만을 측정할 수 있다는 점이나 최근 개발된 De Loecker (2011), De Loecker and Warzynski (2012) 유의 기법이 패널설정에 의존적이라는 적용 상의 한계를 넘어 횡단면 내지는 패널설정이 되어 있지 않는 시계열 자료에 대해서도 개별 기업수준에서의 마크업을 측정할 수 있다는 장점을 지니고 있다. 그리고 이렇게 제안된 기법들을 통해 측정된 기업단위에서의 생산성과 마크업을 이용하여, 다음과 같은 신무역이론 및 신경제지리학의 이론적 예측들에 대한 실증적 검증을 시도하였다.

우선 신경제지리학은 집적경제(agglomeration economies)의 원천에 대해 전

통적인 이해와는 다른 새로운 두 가지 원인을 제시하였다. 즉, Melitz (2003)나 Syverson (2004) 등이 제시한 선별효과(selection effect)와 Baldwin and Okubo (2006a)가 제안한 정렬효과(sorting effect)가 그것들이다. 최근에는 Okubo, Picard and Thisse (2010)나 Forslid and Okubo (2010) 등이 정렬효과를 더욱 세분화하여 단 방향 정렬효과(one-sided sorting effect), 쌍방향 정렬효과(two-sided sorting effect)로 구분하고 있다. 본 연구는 이러한 신경제지리학의 이론적 예측들을 국내 제조업체 단위의 생산성 분포정보를 활용하여 검증을 시도하였다. 검증 결과 대체로 그 동안 제시된 신경제지리학의 이론적 예측에 부합되는 결과들을 국내 제조업에서도 발견할 수 있었다. 가령 특정지역에 동종 업체 간 경쟁 심화는 생산성 분포 하단에 위치한 기업들의 비중이 크게 줄어드는 명확한 선별효과로 연결됨을 확인하였다. 다만 매우 흥미롭게도 경쟁적인 환경에 대해 조건이 동일할 때 생산성이 높은 기업들도 역시 해당지역을 떠나려는 경향성이 존재한다는 사실을 확인할 수 있었다. 이는 기업 간의 경쟁이 규모 간(across sizes)의 경쟁뿐만 아니라 동일한 규모 내(within sizes) 경쟁도 존재하며, 전자가 주로 생산성이 낮은 기업의 퇴출을 유도한다면, 후자의 경우 생산성이 높은 기업들의 퇴출을 유도할 수 있음을 보여주는 것이라 생각된다. 이와 관련해서는 적어도 아직까지는 이론적인 설명이 없는 부분이라 할 수 있다. 한편 다각화도 높은 도시화된 지역에서 부분적으로 생산성이 낮은 기업들과 생산성이 높은 기업 모두 정렬되어 있는 양 방향 정렬을 증거도 찾을 수 있어, Okubo, Picard and Thisse(2010)의 추측에 대한 경험적 증거 중 하나로서 활용될 수 있을 것으로 생각된다.

한편 신경제지리학과 신무역이론은 밀접하게 연관되어 있는데, 신경제지리학에서 말하는 집적경제 원천들은 신무역이론의 핵심적 주제인 무역자유화 효과와 연관되기 때문이다. 집적경제의 원천인 선별이나 정렬효과는 시장의 경쟁적 환경에 대한 기업 선택행위(특히 진입·탈퇴 또는 입지 선택행위)의 결과이다. 따라서 두 학문 분야는 다루고 있는 시장의 범위내지는 규모만 다를 뿐 사실상 동일한 연구대상을 전제하고 있다. 그럼에도 불구하고 지금까지 두 분야의 독립된 접근을 종합적으로 포괄한 연구는 사실상 거의 전무하다고 할 수 있다. 이로 인해 본 연구는 검증의 범위를 확장하여, 국제시장에

서의 경쟁 환경 변화(특히 중국과의 무역자유화)가 지역수준에서의 선별 내지는 정렬효과에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보았다. 분석결과 중국과의 무역자유화의 효과는 공간적으로 차별적이며, 특히 내륙보다는 해안에서 크게 발생함을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 무역정책 및 지역경제 정책이 결코 분리된 독립적인 것이 될 수 없는 불가분의 관계를 보여주는 증거 중 하나라 할 수 있다. 무역정책의 효과가 지역경제에 차등적으로 미치게 된다면, 자칫 무역자유화가 지역 불균등을 심화시키는 외생적인 원인으로 작용할 수 있기 때문이다. 가령 한·중 FTA 등의 무역정책이 단지 국내 산업구조를 재편하여 산업간 불균등을 심화시킬 수 있는 우려와 함께 지역 간의 균형발전을 저해할 수 있는 위험도 내포되어 있다는 의미가 된다. 결국 무역정책 입안 시 해당 무역정책이 미칠 수 있는 효과의 지역적 차이를 명확히 파악, 이를 보정할 수 있는 프로그램 개발이 필요할 것으로 생각된다. 다음으로 마크업 차원에서의 기업 이질성을 분석하였다. 이와 관련하여서는 Melitz and Ottaviano (2008)가 도출한 이론적 예측을 기초로 하였다. Melitz and Ottaviano (2008)는 단순히 한정된 범위의 시장에서 기업의 공간적 위상이 마크업에 미치는 영향을 분석해 왔던 기존 연구들과는 차별된다. 이들은 국제시장, 국내시장, 지역시장 등 규모면에서 다차원적인 경쟁 환경과 개별기업의 공간적 위상이 맞물려 마크업 결정에 영향을 미치는 상황을 전제하여 더욱 현실성을 높였다. 이로 인해 더욱 다양한 정책적 함의를 제공할 수 있는 기틀을 마련하였다. 이러한 Melitz and Ottaviano (2008)의 이론적인 예측들을 국내 제조업체들의 마크업 분포정보를 활용하여 검증해 보고, 이와 관련된 함의를 도출해보자 하였다.

우선 추정된 마크업을 통해 확인한 기업단위에서의 마크업의 이질성 정도는 생산성(특히 총요소생산성)의 이질성에 비해서 상대적으로 크며, 이는 이 두 가지 변수가 결국 기업 수준에서의 가격을 결정하는 변수라는 점을 감안한다면 기업 간 생산성의 격차가 바로 가격 경쟁력의 차이로 전이되지 않을 가능성이 보다 높아지게 되며, 경우에 따라서는 생산성의 이질성의 수준보다 더욱 큰 이질성을 가격의 기업 간 분포에서 발견될 수 있을 것으로 예측되었다.

한편 공간적 차원에서의 이질성을 시장규모를 기준으로 살펴본 결과, 시장규

모(보다 정확하게는 시장잠재력)의 격차가 커질수록 상대적으로 시군구 단위의 평균적인 마크업의 격차는 보다 커지는 경향성이 발견되었다. 이러한 경향성은 자칫 Melitz and Ottaviano (2008)의 예측이나 Zhao (2011), Lu, Tao and Yu (2012)의 경험적 결과들과는 상충되는 것처럼 보이지만, 이는 기업의 집적으로 인한 경쟁효과를 제어해 준 상태에서의 결과로서 일종의 순수한 시장규모의 효과로 해석하는 것이 바람직할 것으로 보인다. 만일 순수하게 집적으로 말미암는 경쟁효과만을 대상으로 했을 경우, 기존 연구들과 일관성을 유지하는 결과를 얻었다. 한편 지역 내 마크업 분포의 산포도에 미치는 결정요인들의 영향 역시 대체적으로는 이론적인 예측과 일맥상통한 결과를 얻어, 마크업 분포의 분산에 미치는 시장구조의 영향에 대한 예측에 좋은 경험적인 증거가 될 수 있을 것으로 생각된다. 또한 중국과의 무역자유화로 인해 비교우위에 있는 IT분야나 자국시장 편향이 강한 가공식품류 등을 제외한다면, 대부분의 산업에서 중국제품과 국내시장에서의 경쟁하는 상황이 연출되고 있는 것으로 나타났다. 그리고 이러한 효과는 상대적으로 국제항에 인접해 있는 지역에서 두드러졌는데, 이는 육상 화물운송에서의 수송비용의 영향인 것으로 보인다. 다시 말해 중국과의 무역자유화로 인한 경쟁은 지역적으로 차별화되어 나타남을 발견할 수 있었다.

이와 같은 본 연구결과는 주로 거시적 차원에서 정의되는 무역현상이나 집적현상 이면에 존재하는 미시적 기제를 이해하는데 도움을 주고, 이러한 이해를 바탕으로 관련 정책설계에 더욱 다양한 함의를 제공하는 역할을 수행할 수 있을 것으로 기대된다. 더욱이 본 연구에서 제안한 생산성 및 마크업 측정법은 기저에 있는 생산함수의 형태가 CES 함수에 국한된다는 한계에도 불구하고, 기존 측정법에 비해 미시적 생산 활동에 대한 보다 폭넓은 정보를 제공할 수 있는 한편, 보다 다양한 변형을 통해 새로운 방법론으로 발전할 수 있는 초석이 될 수 있을 것으로 생각된다.

.....

주요어 : 신무역이론, 신경제지리학, 총요소생산성, 마크업, 집적경제, 무역자유화, 기업 이질성

학 번 : 2007-30302

차 례

서 문	1
제 1 논문 총요소생산성 측정에 대한 새로운 접근법	4
1.1. 서론	4
1.2. 총요소생산성 측정을 위한 생산함수 추정법	6
1.2.1. 전달편의 문제와 해결방안	6
1.2.2. 대리변수법과 그 한계	7
1.2.3. 선행접근의 한계와 패널설정의 필요성	12
1.3. 새로운 기법제안	15
1.3.1. 기본 설정	15
1.3.2. 정규화 전략	17
1.3.3. Gandhi <i>et al.</i> (2011)의 제 1단계 전략	20
1.3.4. Gandhi <i>et al.</i> (2011)의 제 2단계 전략	21
1.3.5. 규모의 탄성치 복원전략	23
1.3.6. 마크업 복원전략	25
1.4. 추정결과	26
1.4.1. 자료	26
1.4.2. 추정결과	29
1.5. 결론	34
1.6. 참고문헌	35
<부록>	40

제 2 논문 무역자유화와 집적경제	46
2.1. 서론	46
2.2. 집적경제 현상의 전통적 이해 및 새로운 설명시도	49
2.2.1. 집적경제에 대한 이론적 연구의 전개	49
2.2.2. 집적경제에 대한 실증연구의 전개	53
2.2.3. 상대밀도(relative density) 분포함수 제안	55
2.3. 상대밀도 분포함수 접근	58
2.3.1. 상대밀도 지수 설정	58
2.3.1.1. 상대밀도의 개념	58
2.3.1.2. 상대밀도를 활용한 위치 및 모양효과 분리	61
2.3.1.3. 상대적 중앙값 양극화 지수(median relative polarization index)	63
2.3.1.4. 실증분석으로의 적용	67
2.3.2. 가설설정	69
2.3.2.1. 집적경제 현상의 세 가지 원천 검증	69
2.3.2.2. 무역자유화와의 관계검증으로의 확장	72
2.4. 변수설정 및 자료설명	76
2.4.1. 변수설정	76
2.4.1.1. 기업의 생산성(총요소생산성)	76
2.4.1.2. 집적변수	76
2.4.1.3. 지역특성 변수	80
2.4.1.4. 무역자유화 변수	82
2.5. 분석결과	86
2.5.1. 추정관련 이슈	86
2.5.2. 추정결과 및 분석	87
2.5.2.1. 집적변수 및 시장접근성 효과	91
2.5.2.2. 무역자유화의 효과	94
2.6. 결론	96
2.7. 참고문헌	98

제 3 논문 무역자유화와 기업 마크업의 공간 이질성 106

3.1. 도입 106

3.2. 마크업의 공간적 이질성 109

3.2.1. 마크업의 공간적 이질성에 대한 이론적 접근 109

3.2.2. 마크업의 공간적 이질성에 대한 경험적 접근 111

3.3. 생산 자료로부터 마크업을 추정하는 기법 114

3.3.1. Hall (1986) 유의 추정법과 한계 114

3.3.2. De Loecker (2011) 등이 제안한 기법 119

3.3.3. 새로운 마크업 추정기법 제안 121

3.4. 한국 제조업체 마크업의 공간적 이질성 124

3.5. 한국 제조업체 마크업의 공간적 이질성 결정요인 분석 135

3.5.1. 결정요인 식별 135

3.5.2. 추정식 설정 142

3.5.3. 추정결과 143

3.6. 결론 155

3.7. 참고문헌 157

Abstract 170

<표 차례>

<표 1.1> 생산함수 구성변수들의 평균(표준편차)	28
<표 1.2> Gandhi <i>et al.</i> (2011)의 1~2단계 추정전략을 통해 식별된 모수(표준오차)	30
<표 1.3> 정규화된 배분 모수 정보	31
<표 1.4> 규모의 탄성치와 마크업 추정결과(표준오차)	32
<표 1.5> 산출 탄성치와 수입비중 정보(표준편차)	33
<표 2.1> 기초통계량	85
<표 2.2> 집적경제 원천 검증식 추정결과	88
<표 2.3> 집적경제 원천 검증식 추정결과(무역자유화 효과포함)	89
<표 2.4> 집적경제 원천 검증식 추정결과(지역별 무역자유화 효과포함)	90
<표 3.1> 추정 마크업의 기초통계량	125
<표 3.2> 추정 마크업과 중요소생산성 변이계수 비교	126
<표 3.3> 추정자료 기초통계량	141
<표 3.4> 추정결과(1):기본모형	145
<표 3.5> 추정결과(2): 시장규모의 산업별 효과	149
<표 3.6> 추정결과(3):무역자유화 효과	150
<표 3.7> 추정결과(4):무역자유화의 산업별 효과	152
<표 3.8> 추정결과(5):무역자유화의 지역적 차이의 산업별 효과	154

<그림 차례>

<그림 3.1> 추정 마크업 분포(Pooling data)	124
<그림 3.2> 시장잠재력 분포도	129
<그림 3.3> 주변부와 중심부 분포도	130
<부록 그림 1.1> 추정 중요소생산성과 다변 연쇄지수 중요소생산성 분포 비교 ..	42
<부록 그림 3.1> 산업별 추정 마크업 분포	166

서 문

1980년대 등장한 신무역이론(New Trade Theory)과 1990년대 신무역이론에서 분리된 신경제지리학(New Economic Geography)은 주로 ‘대표적인 기업(representative firm)’으로 지칭되는 기업의 동질성(firm homogeneity) 가정에 이론적 바탕을 두고 있었다. 국가, 산업, 지역 내 모든 기업의 특성은 동질하다는 전제하에서 기업 간 차이점을 무시하고 이론적 전개가 이루어져 왔다. 그러나 이러한 동질성 가정은 기업의 특성이 상당히 ‘이질적’이라는 경험적 관찰과 배치된 것이었다. 더욱이 통계자료, 분석기법 등의 미비로 분석의 편의차원에서 도입된 것이기에 자료와 기법의 향상과 함께 논란의 대상이 될 수밖에 없었다. 2000년대에 들어와 Eaton and Kortum (2002)과 Melitz (2003) 등이 기업의 이질성을 신무역이론 모형에 도입한 이후 다양한 후속연구들이 이루어져 오고 있다. 기업 이질성을 고려한 이론적 연구들은 기존의 동질성 가정에 기반을 둔 연구들과는 차별화된 이론적 예측과 함의들을 도출해오고 있으며, 이를 검증하기 위해 Pavcnik (2002), Bernard, Jensen and Schott (2006), Yerhoogen (2008), Combes *et al.* (2009), Saito and Gopinath (2009) 등 다양한 경험적 연구들이 이루어지고 있다.

본 연구는 이러한 신무역이론과 신경제지리학의 연구 동향에 따라, 다양한 실증적 연구들을 통해 검증되고 있는 이론적 예측들이 국내에도 적용 가능한지를 검토해보고, 이를 경험적으로 검증해 보고자 한다. 그 동안 기업 이질성은 앞서 언급한 Eaton and Kortum (2002)과 Melitz (2003) 이후 주로 생산성(총요소생산성) 차원에서의 이질성이 주로 다루어져 왔는데, 이로 인해 해당분야에서 기업 이질성은 생산성 차원에서의 이질성과 암묵적인 동의어로 인식되어 왔다. 그러나 Melitz and Ottaviano (2008)가 마크업 차원에서의 이질성을 논의함에 따라 최근에는 마크업 차원에서의 이질성에 대한 연구 역시 활발히 진행되고 있다. 이러한 점들을 고려하여 본 연구는 크게 두 가지 차원에서의 기업 이질성 곧 생산성(총요소생산성)과 마크업 차원에서의 이질

성을 함께 고려해 보고자 한다.

이를 위해 우선 기업(또는 공장)단위에서의 생산성과 마크업을 측정하고자 한다. 이용되는 자료는 국내 제조업을 구성하고 있는 최소 생산단위에 대한 전수조사에 가까운 통계청의 광공업통계조사 원자료이다. 그러나 이 자료는 매년 발표되는 횡단면 자료를 연결하여 패널자료로 만들기 어렵다는 점을 고려하여, 패널설정에 의존하지 않고 생산성과 마크업을 측정할 수 있는 기법을 새롭게 제안한다. 그리고 이렇게 제안된 기법을 통해 측정된 기업단위에서의 생산성과 마크업을 활용하여, 다음과 같은 신무역이론과 신경제지리학의 이론적 예측들을 검증한다.

신경제지리학은 집적경제(agglomeration economies)의 원천에 대해 전통적인 이해와는 다른 새로운 두 가지 원인을 제시한다. 즉, Melitz (2003)나 Syverson (2004) 등이 제시한 선별효과(selection effect)와 Baldwin and Okubo (2006a)가 제안한 정렬효과(sorting effect)가 그것들이다. 최근에는 Okubo, Picard and Thisse (2010)나 Forslid and Okubo (2010) 등이 정렬효과를 더욱 세분화하여 단 방향 정렬효과(one-sided sorting effect), 쌍방향 정렬효과(one-sided sorting effect)로 구분하고 있다. 본 연구는 이러한 신경제지리학의 이론적 예측들을 국내 제조업체 단위의 생산성 분포 정보를 활용하여 검증한다. 그리고 검증의 범위를 확장하여, 국제시장에서의 경쟁 환경 변화(특히 중국과의 무역자유화)가 이러한 선별 내지는 정렬효과에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴본다. 신경제지리학과 신무역이론은 밀접하게 연관되어 있는데, 신경제지리학에서 말하는 집적경제 원천들은 신무역이론의 핵심적 주제인 무역자유화 효과와 연관되기 때문이다. 집적경제의 원천인 선별이나 정렬효과는 시장의 경쟁적 환경에 대한 기업 선택행위(특히 진입·탈퇴 또는 입지 선택행위)의 결과이다. 따라서 두 학문 분야는 다루고 있는 시장의 범위내지는 규모만 다를 뿐 사실상 동일한 연구대상을 전제하고 있다. 그럼에도 불구하고 지금까지 두 분야의 독립된 접근을 종합적으로 포괄한 연구는 사실상 거의 전무하다고 할 수 있다. 이에 두 분야의 독립된 접근을 종합적으로 포괄한 본 연구의 결과는 이론적, 실증적, 정책적으로 더욱 풍부한 함의를 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

다음으로 마크업 차원에서의 기업 이질성을 분석한다. 이와 관련하여서는 Melitz and Ottaviano (2008)가 도출한 이론적 예측을 기초로 한다. Melitz and Ottaviano (2008)는 단순히 한정된 범위의 시장에서 기업의 공간적 위상이 마크업에 미치는 영향을 분석해 왔던 기존 연구들과는 차별된다. 이들은 국제시장, 국내시장, 지역시장 등 규모면에서 다차원적인 경쟁 환경과 개별기업의 공간적 위상이 맞물려 마크업 결정에 영향을 미치는 상황을 전제하여 더욱 현실성을 높였다. 이로 인해 더욱 다양한 정책적 함의를 제공할 수 있는 기틀을 마련하였다. 이러한 Melitz and Ottaviano (2008)의 이론적인 예측들을 국내 제조업체들의 마크업 분포정보를 활용하여 검증해 보고, 이와 관련된 함의를 도출해보자 한다.

이러한 본 연구의 시도는 주로 거시적 차원에서 정의되는 무역현상이나 집적현상 이면에 존재하는 미시적 기제를 이해하는데 도움을 주고, 이러한 이해를 바탕으로 관련 정책설계에 더욱 다양한 함의를 제공하는 역할을 수행할 수 있을 것으로 판단된다.

제1논문 총요소생산성 측정에 대한 새로운 접근법

1.1. 서론

기업과 생산 활동이 있으며, 이러한 생산 활동을 분석하는 경제학적 노력 중에는 ‘생산성(productivity)’과 아울러 이의 결정요인을 분석하는 연구가 많다. 노동생산성과 같이 단일 생산요소의 생산정보보다는 복수 생산요소의 총체적인 생산성, 즉 ‘총요소생산성(Total Factor Productivity; TFP)’을 분석하는 것이 그 동안 실증연구에서 선호 되어왔다.

총요소생산성 측정은 국가단위에서 기업(또는 공장)단위에 이르기까지 다양한 단위에 대해서 이루어져 왔다. 이 중에서 가장 미시적 수준이라 할 수 있는 공장(사업체)단위에서의 측정은 ‘광공업통계조사’의 원자료를 바탕으로 이루어진 것이 대표적이다. 통계청의 ‘광공업통계조사’는 국내 광공업 부문의 최소 생산단위에 대한 전수조사에 가깝다. 따라서 생산 활동과 관련된 다양한 경제이론 검증과 같은 학술적 용도뿐만 아니라 제조업 경쟁력 확인 등과 같은 정책적 용도로서의 가치도 지닌 중요한 자료라 할 수 있다(동아대, 2009). 그러나 이러한 학술적·정책적 활용가치에도 불구하고 총요소생산성 측정 및 분석에는 심각한 장애요소가 존재하는데, 가장 대표적인 것이 바로 ‘패널자료’로서 활용하기 어렵다는 것이다. 광공업통계조사가 국가 지정통계로서 통계법상, 개별 응답원의 식별코드 활용이 일반 연구자에게는 제한되어 있어, 매년 발표되는 횡단면 자료를 연결하여 패널자료로 만들기가 어렵다. 동시에 연구 대상 기간이 길어질 경우 조사 대상 표본사업체의 상당부분이 진입·퇴출로 인해 바뀌기 때문에, 표본선택 편의 가능성도 배제할 수 없다.

이러한 한계와 문제점을 우회하기 위해, 그동안 광공업통계조사 원자료를 활용한 총요소생산성 측정 및 분석에서는 패널자료에 의존하지 않아도 되는 Good (1985)와 Good *et al.* (1996) 등에 의해 개발된 다변 연쇄지수법(chained

multilateral index number approach)을 활용하는 것이 보통이었다. 그러나 다변 연쇄지수법은 규모의 수익불변 생산기술 및 생산물 시장의 완전경쟁이라는 비교적 강한 가정들에 의존한다.

본 연구는 광공업통계조사 원자료를 활용하되, 좀 더 일반화된 가정 즉 산출물 시장에서의 불완전 경쟁과 규모의 수익가변 하에서의 총요소생산성을 측정하는 기법을 제안한다. 아울러 이는 생산함수 추정을 통해 이루어지게 되는데, 기업, 혹은 공장단위의 생산함수 추정에서 문제로 지적되어 온 내생성 문제(즉, 전달편의 문제)를 해결하는 방법도 함께 고려한다. 물론 일반화된 가정 하에서 총요소생산성을 측정하고자 하는 노력들이 국내외적으로 없었던 것은 아니다. 광공업통계조사 원자료를 이용한 연구는 아니지만, 권오상·박호정 (2010)은 이런 한계를 극복한 국내연구의 한 예라 할 수 있다. 그런데 광공업통계조사 원자료와 같이 대규모의 미시자료에 적용한 연구라는 점에서 본 연구가 일정한 가치를 지닌다고 할 수 있다.

본 연구도 생산함수 형태를 CES(Constant Elasticity of Substitution)함수로 국한하는 한계를 지니고 있다. 이러한 한계에도 불구하고 본 연구가 제안하는 기법은 단순한 지수로서 생산성을 측정하는 것에 비해 미시적 생산 활동에 대한 보다 폭넓은 정보를 제공할 수 있고, 다양한 변형을 통해 새로운 방법론으로 발전할 수 있는 장점을 지니고 있다.

1.2. 총요소생산성 측정을 위한 생산함수 추정법

1.2.1. 전달편의 문제와 해결방안

총요소생산성을 측정하기 위해서 기업(또는 공장)단위에서의 생산함수를 먼저 추정한다. 이때 기업(또는 공장)단위에서의 생산함수 추정 시 문제점으로 제기되고 있는 생산성과 투입결정과의 동시성(simultaneity)으로 인한 내생성 문제 또는 전달편의(transmission bias) 문제를 고려해야 한다. 전달편의 문제는 최소자승법의 기본적 가정 중 하나인 설명변수의 외생성이 공장단위에서의 생산함수 추정에는 성립되기 어려울 수 있다는 인식에서 출발하였다(Marschak and Andrews, 1944). 외생성 가정의 기저에는 '실험'과 같이 자료를 생성하는 주체와 이를 계량경제학적으로 분석하는 주체가 일치하다는 가상의 상황이 전제되어 있다. 이 상황에서는 자료를 생성하는 주체가 관심대상인 설명변수를 통제할 수 있으며, 이러한 통제가 특히 제어할 수 없는 외생적 환경과는 무관하게 이루어질 수 있게 되어, 설명변수와 오차항 간에 독립성이 보장될 수 있다.¹⁾ 그러나 공장단위의 생산함수 추정에는 이러한 독립성이 보장될 수 없을 가능성이 높다. 이는 자료를 생성하는 주체인 공장운영자와 이를 분석하는 연구자가 분리되어 있어, 연구자는 '자료'를 생성하는 과정에서 설명변수에 대한 공장운영자의 통제가 확실히 존재를 확신하기 어려워진다. 특히 Marschak and Andrews (1944)의 지적과 같이, 공장운영자의 입장에서 생산성 향상을 가져올 수 있을 것으로 예측되는 요인이 도입내지는 발생 되면, 이러한 예측에 기초하여 공장운영자는 산출량을 최대로 끌어올리기 위해, 더욱 많은 생산요소를 투입하는 경향을 가질 수 있다. 이때 예측된 생산성 향상은 전적으

1) Marschak and Andrews (1944)는 농작물 생산과 비료투입와의 함수적 관계 추정을 예로 들었다. 연구자가 비료의 투입량과 농작물 수확량과의 함수적 관계를 최소자승법을 통해 추정하고자 하였을 경우, 연구자는 급작스러운 날씨변화 등 외생적 환경변화와는 무관하게, 투입량의 변이(variation)를 스스로 결정하여, 그 결과로서 수확량의 변이(variation)를 관찰할 수 있게 된다. 이러한 경우에는 명확하게 설명변수인 비료 투입량의 외생성이 보장된다.

로 자료생성 주체인 공장운영자에게 귀속된 것이지, 자료를 분석하는 연구자 입장에서는 알 수 없는 것이다. 이러한 두 주체간의 불일치로 인해, 생산성을 생산함수의 잔차로 취급하는 추정과정에 오차항과 설명변수인 요소투입 간에 양의 상관관계가 존재할 수 있게 된다. 따라서 최소자승 추정 생산함수 계수에 편의²⁾가 존재하여 일치성을 잃게 될 수 있다.

이러한 생산함수 계수에 편의를 유발할 수 있는 내생성 문제에 대한 인식은 상당히 이른 시기부터 제기되어 왔지만, 이에 대한 해결시도는 상대적으로 최근 일이다. 대표적인 방법으로 패널자료를 활용한 고정효과 추정법과 도구변수법인데, 이론적으로나 경험적으로 모두 만족스럽지 못한 것으로 알려져 왔다 (Griliches and Mairesse, 1995; Akerberg *et al.*, 2006). 이후 더욱 새로운 기법들이 등장했었는데, 이 중 가장 대표적인 기법이 대리변수법³⁾(Olley and Pakes, 1996; Levinsohn and Petrin, 2003; Akerberg *et al.*, 2006)라 할 수 있다.

1.2.2. 대리변수법과 그 한계

Olley and Pakes (1996;이하 OP)에 의해 제안되고, Levinsohn and Petrin (2003; 이하 LP)에 의해 수정된 ‘대리변수법’의 기본개념은 다음과 같다. 우선 I 개의 기업($i = 1, \dots, I$)과 T 기($t = 1, \dots, T$)으로 구성된 2차원 패널자료가 있다고 하자. 이 중 i 번째 기업이 t 기간 동안 투입된 노동, 자본, 중간재 투입량 벡터를 (L_{it}, K_{it}, M_{it}) 로, 그리고 해당 변수의 로그값은 (l_{it}, k_{it}, m_{it}) 으로 나타내자. 해당 기업(보다 정확하게는 기업 또는 공장의 운영자)이 t 기 시작시점에 예측한 t 기의 Hicks(Hicks) 중립적 생산성 수준의 로그값은 $\omega_{it} (\in R)$ 로 나타내자. 이제 i 번째 기업의 t 기 투입, 산출 관계는 다음과 같이 표현할 수 있다.

2)이렇게 발생하게 되는 편의를 생산성(에 대한 예측)이 설명변수인 생산요소 투입량에 전달(transmission)되어 발생했다는 의미에서 '전달편의(transmission bias)'라고 지칭되고 있다 (Gandhi *et al.*, 2011).

3)Olley and Pakes (1996)에서 처음 제안되었고, Levinsohn and Petrin (2003)에 의해 수정되었다. 관련 문헌에서는 다양한 명칭('structural estimation method', 'proxy method', 'replacement function method')으로 지칭하고 있는데, 본 연구에서는 편의 상 도구변수법에 대응하며 대리변수(proxy)법이라 지칭하고자 한다.

$$\begin{aligned}
Q_{it} &= F(L_{it}, K_{it}, M_{it}) e^{\omega_{it}} \\
Y_{it} &= Q_{it} e^{\epsilon_{it}}
\end{aligned}
\tag{1.1}$$

여기서 $F(\cdot)$ 는 생산함수, Q_{it} 는 기업이 주어진 투입벡터 (L_{it}, K_{it}, M_{it}) 로 t 기에 동안 생산할 것으로 예측된 산출량을, 그리고 Y_{it} 는 연구자에게 관측된 산출량을 나타낸다. 그리고 기업 입장에서 예측된 산출량 Q_{it} 과 연구자 입장에서 측정된 산출량 Y_{it} 의 차(差)를 외생적인 생산성 충격 ϵ_{it} 라 하자.⁴⁾ 결국 기업이 예측하여 의사결정에 반영한 생산성 ω_{it} 과 예측하지 못했던 생산성 충격 ϵ_{it} 의 합($\omega_{it} + \epsilon_{it}$)이 바로 해당 기업의 생산성(즉 총요소생산성)이라 할 수 있다. 위의 양변에 로그를 취하여 정리하면 다음과 같다.

$$y_{it} = f(L_{it}, K_{it}, M_{it}) + \omega_{it} + \epsilon_{it} = f(L_{it}, K_{it}, M_{it}) + \zeta_{it} \tag{1.2}$$

여기서 $f(\cdot) = \ln F(\cdot)$ 을 $\zeta_{it} = \omega_{it} + \epsilon_{it}$ 로 추정 시 오차항을 의미하게 된다. 이제 남은 문제는 $f(\cdot)$ 을 주어진 패널자료를 통해 추정, 총요소생산성 $\omega_{it} + \epsilon_{it}$ ($= y_{it} - f(L_{it}, K_{it}, M_{it})$)을 측정하는 것이라 할 수 있다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 만일 기업이 스스로 예측한 생산성(ω_{it})을 생산요소 투입수준 결정에 반영하게 되면, 투입벡터 (L_{it}, K_{it}, M_{it}) 는 오차항(ζ_{it})과 독립적 관계를 유지할 수 없게 되며, 이를 다시 표현하면 다음과 같고, 추정 계수의 일치성을 보장할 수 없게 된다.

$$E[L_{it}|\zeta_{it}] \neq 0, \quad E[K_{it}|\zeta_{it}] \neq 0, \quad E[M_{it}|\zeta_{it}] \neq 0$$

이 문제에 대한 OP나 LP의 ‘대리변수법’은 다음과 같은 두 가지 기업 행태에 대한 가정에 기초한다. 우선 생산성을 제어하기 위한 대리변수(proxy variable)로서 기업의 요소수요(κ_{it} : 투자수요(OP)나 중간재 수요(LP))를 도입한다. 그리고 요소수요는 예측된 생산성(ω_{it})과 자본스톡(K_{it})과 같은 t 기 상태변수(state variable)의 단조 증가함수, 특히 예측된 생산성에 대해서는

4) 외생적 충격은 기업이 예측할 수 있었던 생산성 수준(ω_{it})에 대해, 기업이 예측할 수 없었던 충격을 의미하는 한편, 연구자 입장에서는 측정오차까지 포괄하는 항이라 할 수 있다.

강 단조 증가함수로서 다음과 같이 나타낼 수 있다고 한다.

$$\kappa_{it} = q_t(\omega_{it}, K_{it}) \quad (1.3)$$

이때 강 단조 증가함수 가정은 예측된 생산성(ω_{it})을 관측 가능한 요소수요와 상태변수의 역함수로 나타낼 수 있도록 해준다.

$$\omega_{it} = q_t^{-1}(\kappa_{it}, K_{it}) \quad (1.4)$$

이제 식(1.2)의 오차항에 포함되어 전달편의 문제를 유발하던 예측된 생산성(ω_{it})을 $q_t^{-1}(\)$ 로 대체⁵⁾하여, 식(1.2)의 생산함수를 다시 표현할 수 있다.

$$y_{it} = f(L_{it}, K_{it}, M_{it}) + q_t^{-1}(\kappa_{it}, K_{it}) + \epsilon_{it} \quad (1.5)$$

식(1.5)에서는 전달편의 문제를 유발하던 ω_{it} 가 사라지게 되어, 편의 없이 투입요소의 계수 중 일부를 추정할 수 있게 된다. 그러나 이때 $q_t^{-1}(\)$ 에 포함된 투입요소(곧 K_{it})의 계수는 식별이 불가능한데, 이를 해결하기 위해 두 번째 가정이 요구된다. 이 가정은 기업이 예측할 수 있는 생산성(ω_{it})은 1차 마코브 과정(markov process)을 따라 변화한다, 즉 $\omega_{it} = E[\omega_{it} | \omega_{it-1}] + \eta_{it}$ 을 한다는 것이다. 여기서 η_{it} 은 평균이 0이며 일정한 분산을 갖는 기업 생산성 혁신(innovation)을 나타내며, 기업이 지닌 $t-1$ 기의 정보집합(information set)과 독립이라고 가정한다. 앞서 추정된 계수들과 이 가정을 이용할 경우, $t-1$ 기의 정보집합에 속하는 K_{it} (그리고 LP의 경우 M_{it-1} 을 포함)와 혁신(η_{it})이 독립이라는 적률(moment)조건을 활용하여⁶⁾, 나머지 계수를 구하게 된다.

한편 OP/LP기법의 한계도 지적되어 왔는데, 생산요소 투입결정 시점과 관련된 ‘공선성(colinearity) 문제’가 대표적이다(Bond *et al.*, 2005, Akerberg *et al.*, 2006, Gandhi *et al.*, 2011). OP/LP의 대리변수법에는 암묵적으로 생산요소 투입량 결정시점에 대한 가정이 포함되어 있다. 이를 자세히 보면, 이윤극대화

5)대체함수 $q_t^{-1}(\)$ 의 구체적 함수형태를 추론해 낼 수 없어 비모수적인 방법이 활용된다.

6)이때 보통 GMM(General Method of Moments)법을 활용하게 된다.

(또는 비용최소화)를 하는 기업은 특정 기의 생산요소 투입수준을 계획해야 하는데, 이때 이미 결정되어 있는 것으로 간주할 상태변수와 이에 대응해서 투입량을 결정해야 할 생산요소 간에 구분이 있어야 한다. 보통 OP/LP에서는 상태변수로서 자본스톡(K_{it})과 예측된 생산성(ω_{it})을, 그리고 이를 준거로 하여 투입량을 결정해야 할 생산요소로서 노동(L_{it})과 중간재(M_{it})을 가정한다. 이때 자본(스톡)의 경우, 설치나 제거작업에 일정시간이 소요되고, 상대적으로 신축적으로 그 투입량을 조정할 수 없는 조정마찰(adjustment friction) 또는 조정비용(adjustment cost)이 존재하기 때문에 보다 장기적 관점에서 투입수준을 결정할 수밖에 없는 생산요소⁷⁾이다. 반면, 재료나 에너지 등은 이러한 조정마찰이 거의 없이 단기적으로 신축적인 투입량 조정이 가능한 생산요소라 할 수 있다. 하지만 ‘노동’의 경우는 애매한 측면이 있다. 노동투입 의사결정은 자본보다는 단기적 관점에서 이루어지지만, 그렇다고 재료나 에너지만큼이나 신축적으로 투입을 조정할 수 없다. 왜냐하면 노동의 고용과 해고에는 상당한 마찰, 혹은 비용⁸⁾이 수반되기 때문에 외생적 변화에 신축적으로 대응할 수 없고, 이로 인해 자본투입에서와 같이 일정정도의 ‘이력현상(hysteresis)’이 존재할 수 있다(Oi, 1962). 결국 특정 기에 신축적으로 투입량을 결정할 수 있는 생산요소는 중간재로 한정되며, 따라서 자본, 생산성과 함께 노동도 상태변수에 포함되어야 한다.

이러한 직관적 이해를 가정에 반영할 경우 다음과 같은 상황을 고려할 수 있게 된다. 우선 완전경쟁 하에서 p_t^M 을 t 기 중간재 가격, P_t 는 산출물 가격⁹⁾을 나타내며, $(L_{it}, K_{it}, \omega_{it}, p_t^M, P_t)$ 가 상태변수 벡터라 한다면, M_{it} 투입량은

7) 이로 인해 자본투입은 동태최적화 모형을 통해 분석이 이루어지게 된다.

8) 가령 급작스러운 수요변화로 작업량이 증가했을 경우, 기존 노동자의 노동시간을 연장하여 추가근로를 시키거나 임시직을 고용하여 대처하는 것을 생각할 수 있다. 그러나 일정 한도를 넘어설 경우 구인을 해야 하고, 고용된 인력에 대해서도 일정정도 교육훈련을 시켜야 할 필요가 생기게 된다. 또한 급작스럽게 작업량을 줄여야 할 경우 역시 기존인력을 감축하기 위해서는 여러 가지 비용이 수반되며 특히 정규직을 해고시키는 것에는 법적·제도적 제약이 존재하기 때문에 노동의 경우는 에너지나 재료와 같이 신축적일 수 없다.

9) 두 시장이 완전경쟁일 경우 두 가격에 기업 간 차이가 없으므로, 기업을 나타내는 하첨자 i 는 생략한다.

다음 1계 조건을 만족하는 수준에서 결정된다.

$$P_t \left(\frac{\partial F(L_{it}, K_{it}, M_{it}) e^{\omega_{it}}}{\partial M_{it}} \right) = p_t^M \quad (1.6)$$

이때 1계 조건을 만족하는 M_{it}^* 은 결국 상태변수 벡터 $(L_{it}, K_{it}, \omega_{it}, p_t^M, P_t)$ 의 함수가 된다.

$$M_{it}^* = M(L_{it}, K_{it}, \omega_{it}, p_t^M, P_t) = M_t(L_{it}, K_{it}, \omega_{it}) \quad (1.7)$$

식(1.7)을 통해 확인할 수 있듯이 기업의 최적 중간재 투입량 M_{it}^* 는 상태변수 벡터 $(L_{it}, K_{it}, \omega_{it})$ 로만 설명될 수 있게 되며, 중간재 투입량 변수와 다른 생산요소들 간에는 공선성(colinear) 관계에 있을 수밖에 없다. 이 경우 식(1.2)의 생산함수는 전달편의 문제와 함께, 중간재를 포함하는 산출물 생산함수의 추정 자체가 의미 없어져 버린다.

$$\begin{aligned} y_{it} &= f(L_{it}, K_{it}, M_{it}) + \omega_{it} + \epsilon_{it} \\ &= f(L_{it}, K_{it}, M_{it}(L_{it}, K_{it}, \omega_{it})) + \omega_{it} + \epsilon_{it} \\ &= \hat{f}(L_{it}, K_{it}, \omega_{it}) + \omega_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (1.8)$$

이러한 공선성 문제 해결은 크게 세 가지 방향에서 접근되어 왔다. 첫째 중간재를 제외하고 부가가치 생산함수를 추정하는 방법, 둘째 M_{it-1} 를 M_{it} 의 대리변수로 활용하는 방법(Wooldridge, 2009) 그리고 마지막으로 M_{it} 의 1계 조건에 도출한 중간재 수입비중을 활용하여 간접적으로 추정하는 방법(Gandhi *et al.*, 2011) 등이다. 이 중 특히 Gandhi *et al.* (2011)은 다른 두 가지 접근법의 한계를 지적하며,¹⁰⁾중간재 수입비중을 활용하는 접근법이 이러한 문제를 해결할 수 있음을 보인 바 있다.

10)Gandhi *et al.* (2011)은 부가가치 생산함수는 부가가치 측정에서 편의가 존재한다는 점, Wooldridge (2009) 접근법은 공선성 문제를 완전히 해결할 수 없다는 점을 제기한다.

1.2.3. 선행접근의 한계와 패널설정의 필요성

지금까지 기업(또는 공장)단위에서의 총요소생산성 측정을 위한 생산함수 추정과 이때 발생하게 되는 전달편의 문제, 그리고 이러한 전달편의 문제에 대처하기 위해 지금까지의 계량경제학적 노력들에 대해 살펴보았다. 이러한 노력의 결과 좀 더 일치성 있는 생산함수 추정과 이를 기반으로 한 좀 더 정확한 생산성 측정이라는 목표에 근접할 수 있게 되었다. 그러나 이들 기법은 여전히 한계를 지니고 있는데, ‘패널설정(panel setting)’ 요구가 그것이다. 고정효과 모형이나 도구변수 법을 제외하면, OP이후의 기법들은 모두 ‘GMM’ 추정법에 기반하고 있다. 이들 기법은 내생성 문제(또는 전달편의 문제) 때문에 독립적인 적률(moment)조건이 필요했는데, 이를 이전 기의 정보집합에서 도출하여 왔다, 이때 연결고리는 기간별 생산성 변화에 대한 가정인데, 이 가정들은 기업(또는 공장) 수준 자료에 패널설정이 되어있을 것을 요구한다. 만일 패널설정이 되어 있지 않은 자료인 경우, 적용 자체가 불가능해진다.

물론 패널설정이 되어 있지 않은 자료의 한계를 우회하려는 시도가 없었던 것은 아니다. VanBiesebroeck (2003), Blalock and Gertler (2008), Nataraj (2011) 등은 OP의 대리변수법으로 총요소생산성을 측정하면서, 패널설정이 되어 있지 않은 자료에 대해 OP의 1단계만을 적용하여 노동과 중간재 계수를 식별(추정)한 후, 자본계수는 규모의 수익불변 가정에 의존하여 간접적으로 추정하는 방법을 택했다. 그러나 VanBiesebroeck (2003)가 이러한 우회법을 제안하며 언급한 바와 같이, 규모의 수익불변 가정은 적어도 미시적 단위에 대한 분석에서는 어느 정도 불편함이 수반될 수밖에 없는 것이 현실이다.¹¹⁾지금까지 이러한 불편함을 수용할 수 밖에 없었던 이유는 미시자료(기업 혹은 공장자료) 중에는 패널설정을 갖춘 자료가 드물었기 때문이라 할 수 있다.¹²⁾따라서 선행

11)본 연구는 이 가정이 통계적으로 유의미하게 기각됨을 보인다.

12)패널자료를 구축하기 위해서는 그렇지 못한 자료를 구축하는데 비해 추가적 노력이 요구된다. 이는 점에서, 이러한 추측은 가능하다. 패널자료 구축을 위해서는 다년간 장기적 추적조사가 필수적인데, 이때 시간적, 금전적 비용을 수반하기 때문에 현실적으로 패널자료보다 그렇지 못한

기법들을 그대로 적용하여 전달편의 문제를 감수하든지 VanBiesebroeck (2003), Blalock and Gertler (2008), Nataraj (2011) 등과 같이 불편한 가정을 감수하든지 양자 중 하나를 선택을 할 수 밖에 없다.

그런데 패널설정을 갖추지 못했음에도 불구하고, 기업(또는 공장)단위 자료로서 학술적 가치가 높은 자료 중 하나가 ‘광공업통계조사 원자료’이다.¹³⁾ 사실 그동안 미시적 단위 분석은 광공업통계조사의 원자료를 바탕으로 주로 이루어져왔는데, 이는 광공업통계조사가 국내 광공업의 최소 생산단위에 대한 전수조사에 가까워, 생산 활동과 관련된 다양한 경제이론의 검증 등과 같은 학술적 활용가치뿐만 아니라 제조업 경쟁력 확인과 같은 정책적 활용가치를 지니고 있기 때문이다. 이러한 학술적·정책적 활용가치에도 불구하고 광공업통계조사 원자료에는 장애요소가 존재한다. 광공업통계조사는 국가 지정통계로서 통계법 상 개별 응답원의 식별코드 활용이 일반 연구자에게는 제한되어 있어¹⁴⁾, 매년 발표되는 횡단면 자료를 연결하여 패널자료화 하는 것이 불가능하다. 동시에 표본의 상당수가 진입·퇴출로 바뀌기 때문에, 연구대상 기간이 길어질 경우 연속되는 기업(또는 공장)이 제한적이어서, 표본선택편의 가능성을 배제할 수 없다(Olley and Pakes, 1996). 이러한 한계로 인해, 그동안 광공업통계조사 원자료를 활용한 총요소생산성 측정과 분석연구에서는 패널 설정에 의존하지 않는 Good (1985)와 Good *et al.* (1996), Aw *et al.* (2001)에 의해 제안된 ‘다변 연쇄지수(chained multilateral index number)’를 활용하는 것이 일반적이었다.¹⁵⁾ 이러한 다변연쇄지수는 규모의 수익불변 생사기

자료가 보다 많을 가능성이 크다.

13) 광공업통계조사 원자료가 국내 대표적 미시자료의 예라면, Nataraj (2011)의 인도 비공식 (informal) 기업자료, Fukao, Kim and Kwon (2009)의 일본 제조업통계(the Census of Manufactures)자료가 외국의 미시자료로서 대표적이다.

14) 물론 통계청은 일정 조건하에서 식별코드를 제공할 수 있다고 하지만, 이 조건 자체가 매우 제한적이다. 가령 통계청에서 지정한 장소, 통계청에서 지정한 컴퓨터로만 자료를 활용할 수 있으며, 그 결과도 표 등 결과물만을 외부로 반출할 수 있어, 원자료와 원자료의 가공자료까지 반출이 제한되어 있다. 이러한 제약조건은 해당 자료의 학술적 가치를 감안할 때, 관련 자료를 활용한 학술활동 자체를 제약하는 것인 바, 적어도 학술적 목적으로 활용될 경우에는 이러한 제약조건을 완화하는 법적, 제도적 장치마련이 시급하다.

15) 다변 연쇄지수법은 Caves *et al.* (1982)에 의해 개발된 다변지수(multilateral index)법을 패널 자료와 함께 횡단면 자료에도 적용하도록 Good (1985)와 Good *et al.* (1996)에 의해 수정, 보완

술과 생산물 시장의 완전경쟁이라는 다소 강한 가정과 산출량 및 투입요소의 측정오차를 반영할 수 없다는 한계도 가지고 있다. 이로 인해 광공업통계조사 원자료를 활용한 분석은 이러한 한계를 극복할 수 있는 접근법이 필요하다고 할 수 있다.

결국 생산성 측정을 위한 생산함수 추정에 있어 전달편의 문제(또는 내생성 문제)를 해결할 수 있는 기법 중 만족스러운 패널성격을 갖추지 못한 횡단면 자료 내지는 불완전한 패널설정을 지닌 자료에까지 확장·적용 가능한 기법은 현재까지 없는 것으로 생각된다. 본 연구는 이러한 문제인식을 기반으로 새로운 기법을 제안한다.

된 지수법이다. 이 지수법은 각 연도별로 가상기업(hypothetical firm)을 설정하고, 가상기업의 생산성 수준을 준거(reference)로 보고, 이 준거를 기준으로 각 횡단면 기업 자료에 대한 상대적 생산성을 측정하는 기법이다.

1.3. 새로운 기법제안

1.3.1. 기본 설정

우선 기존 연구들과의 일관성 유지를 위해, 기본설정은 앞서 제시한 대로 I 개의 기업($i = 1, \dots, I$)과 T 기($t = 1, \dots, T$)으로 구성된 2차원 패널자료로 한다.. 이 중 i 번째 기업의 t 기 동안 투입요소 벡터는 $(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it})$ 인데, 앞서 제시한 것과는 달리 노동을 숙련노동(L_{it}^s)과 비숙련노동(L_{it}^u)으로 구분하였다. 그리고 해당 변수의 로그값은 역시 $(l_{it}^s, l_{it}^u, k_{it}, m_{it})$ 으로 나타내자. 해당 기업(보다 정확 하게는 기업 또는 공장의 운영자)이 t 기가 시작되는 시점에 예측한 Hicks 중립적 생산성 수준의 로그값은 $\omega_{it} (\in R)$ 로 나타내자. 이제 t 기 동안 i 번째 기업의 투입, 산출의 관계는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\begin{aligned} Q_{it} &= F(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it}) e^{\omega_{it}} \\ Y_{it} &= Q_{it} e^{\epsilon_{it}} \end{aligned} \quad (1.9)$$

여기서 $F(\cdot)$ 는 생산함수를, Q_{it} 는 주어진 투입벡터 $(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it})$ 로 t 기에 생산할 것으로 기업이 예측한 산출량을, 그리고 Y_{it} 는 연구자에게 관측된 산출량을 의미한다. 기업 입장에서 예측된 산출량 Q_{it} 과 연구자 입장에서 관측된 산출량 Y_{it} 의 차(差)를 외생적인 생산성 충격 ϵ_{it} 라고 하자. 식(1.9)의 양변에 로그를 취하면 다음과 같은 식을 얻게 된다.

$$y_{it} = f(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it}) + \omega_{it} + \epsilon_{it} = f(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it}) + \zeta_{it} \quad (1.10)$$

여기서 $f(\cdot) = \ln F(\cdot)$, $\zeta_{it} (= \omega_{it} + \epsilon_{it})$ 는 추정 시 오차항이다. 식(1.10)의 추정을 위해서는 먼저 생산함수 $F(\cdot)$ 의 함수형태에 대한 가정이 필요하다. 본 연구에서는 생산함수 $F(\cdot)$ 의 형태를 다음과 같은 CES(Constant Elasticity of

Substitution) 함수로 상정한다. 콥-더글라스(Cobb-Douglas: 이하 CD) 생산함수가 광범위하게 활용되고 있는 함수형태이지만, 생산요소 간 대체탄성치가 1이라는 강한 가정에 기반하고 있다. 반면 Arrow *et al.* (1961)에 의해 개발된 CES 생산함수는 비음 상수(non-negative constant)의 대체탄성치도 허용되기에 CD 생산함수 보다 신축적인 형태라 할 수 있다.

$$Q_{it} = C \left[\alpha_{ls} (L_{it}^s)^\delta + \alpha_{lu} (L_{it}^u)^\delta + \alpha_k (K_{it})^\delta + \alpha_m (M_{it})^\delta \right]^{\frac{\gamma}{\delta}} e^{\omega_{it}} \quad (1.11)$$

여기서 δ 는 생산요소 간 대체 탄성치 결정모수(즉, $\delta = \frac{1}{1-\rho}$: 여기서 ρ 는 대체 탄성치), γ 는 규모의 수익(return to scale)을 결정하는 규모 탄성치 모수, α_{lu} , α_{ls} , α_k , α_m ($\alpha_{lu} + \alpha_{ls} + \alpha_k + \alpha_m = 1$)은 생산요소별 배분몫, C 는 상수를 나타내며, 모두 해당 기업이 속한 산업의 평균적 경향성을 내포하고 있다고 하자. 그런데 식(1.11)과 같은 CES 생산함수가 다양한 대체 탄성치나 산출 탄성치를 허용하지만, 계량경제학적 기법을 적용해 추정할 경우에는 몇 가지 문제를 유발할 수 있다.

우선 CES 생산함수는 ‘차원 동차성(dimensional homogeneity)’의 문제를 내포하고 있다(De Jong, 1967, De Jong and Kumar, 1972, Antony, 2009). 차원 동차성이란 특정 함수의 양변이 의미를 가질 수 있도록 동일한 차원(dimensions)이어야 한다는 것을 의미한다. 생산함수에서 좌변이 가령 1년 동안의 산출유량(가령 Box/년)이라면 우변도 역시 이에 준하는 단위이어야 한다는 것이다. 보통 함수에 특정 상수를 추가함으로 해결을 시도하는데,¹⁶⁾ 함수형태에 따라 이러한 시도의 성패가 좌우된다. 가령 변수 간 곱의 형태로 되어 있는 CD, 혹은 레온티에프(Leontief) 생산함수는 차원 동차성 문제에서 비교적 자유롭지만, CES 형태는 비선형인 관계로 이러한 문제를 내포하게 된다.¹⁷⁾ 이러한 문제점들을 고려하여 다음과 같은 정규화 전략을 취하였다.

16) 중력상수를 떠올려 보면 쉽게 이해할 수 있다. 중력방정식에서 좌변은 중력 즉 힘(force)이라면, 우변은 질량과 거리로 이루어져 있기 때문에 서로 단위가 일치하지 않는다. 이때 양변의 단위를 맞추어주는 역할을 하는 것이 중력상수인데, 상수의 단위는 양변의 단위를 맞추어 줄 수 있도록 설정하게 된다(Klump, McAdam and Willman, 2011).

1.3.2. 정규화 전략

우선 식(1.11)과 같은 생산기술(즉, 생산함수)을 공유하면서, 이를 구성하는 변수벡터($Q_{it}, L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it}$)의 특정시점(t_0) 기하평균값들을 변수벡터로 갖는 가상기업(hypothetical firm)을 가정하자. 가상기업의 기하평균값으로 구성된 변수벡터를 $(\overline{Q_{t0}}, \overline{L_{t0}^s}, \overline{L_{t0}^u}, \overline{K_{t0}}, \overline{M_{t0}})$ 라고 하자. 이러한 가상기업에 대한 가정은 이미 Good (1985)와 Good *et al.* (1996), Aw *et al.* (2001)에 의해 채택된 전략으로서, 가상기업의 추정된 생산성을 준거로 삼아, 실제 자료 상 기업들의 생산성을 상대적으로 평가하였다. 이제 식(1.11)의 생산함수에 가상기업의 변수벡터 $(\overline{Q_{t0}}, \overline{L_{t0}^s}, \overline{L_{t0}^u}, \overline{K_{t0}}, \overline{M_{t0}})$ 를 적용하면, 식(1.12)와 같이 되고, 이때 관측 불가능한 ω_{t0}^* 은 가상기업이 예측했던 가상의 생산성 수준이 된다.

$$\overline{Q_{t0}} = C \left[\alpha_{ls} (\overline{L_{t0}^s})^\delta + \alpha_{lu} (\overline{L_{t0}^u})^\delta + \alpha_k (\overline{K_{t0}})^\delta + \alpha_m (\overline{M_{t0}})^\delta \right]^{\frac{\gamma}{\delta}} e^{\omega_{t0}^*} \quad (1.12)$$

식(1.11)을 식(1.12)로 나누어서 정리하면 다음과 같이 정규화 할 수 있게 된다.¹⁷⁾

$$\left(\frac{Q_{it}}{\overline{Q_{t0}}} \right) = \left[\theta_{ls} \left(\frac{L_{it}^s}{\overline{L_{t0}^s}} \right)^\delta + \theta_{lu} \left(\frac{L_{it}^u}{\overline{L_{t0}^u}} \right)^\delta + \theta_k \left(\frac{K_{it}}{\overline{K_{t0}}} \right)^\delta + \theta_m \left(\frac{M_{it}}{\overline{M_{t0}}} \right)^\delta \right]^{\frac{\gamma}{\delta}} e^{(\Delta\omega_{it})} \quad (1.13)$$

여기서 $\Delta\omega_{it} = \omega_{it} - \omega_{t0}^*$ 이며, 각 정규화 된 수입 배분 모수는

$$\theta_{ls} = \frac{\alpha_{ls} (\overline{L_{t0}^s})^\delta}{\alpha_{ls} (\overline{L_{t0}^s})^\delta + \alpha_{lu} (\overline{L_{t0}^u})^\delta + \alpha_k (\overline{K_{t0}})^\delta + \alpha_m (\overline{M_{t0}})^\delta}$$

17)차원 문제는 함수를 구성하고 있는 변수들의 식별에도 영향을 준다. 가령 식(1.11)에서 분배 몫 변수($\alpha_{lu}, \alpha_{ls}, \alpha_k, \alpha_m$)가 대체 탄성치(δ)의 함수가 되어, 대체 탄성치와 관련된 비교 정태 분석을 어렵게 한다는 문제점도 지적되고 있다(Klump, McAdam and Willman, 2011).

18)정규화의 보다 자세한 과정은 <부록>을 참조하기 바란다.

$$\theta_{lu} = \frac{\alpha_{lu}(\overline{L_{t0}^u})^\delta}{\alpha_{ls}(\overline{L_{t0}^s})^\delta + \alpha_{lu}(\overline{L_{t0}^u})^\delta + \alpha_k(\overline{K_{t0}})^\delta + \alpha_m(\overline{M_{t0}})^\delta}$$

$$\theta_k = \frac{\alpha_k(\overline{K_{t0}})^\delta}{\alpha_{ls}(\overline{L_{t0}^s})^\delta + \alpha_{lu}(\overline{L_{t0}^u})^\delta + \alpha_k(\overline{K_{t0}})^\delta + \alpha_m(\overline{M_{t0}})^\delta}$$

$$\theta_m = \frac{\alpha_m(\overline{M_{t0}})^\delta}{\alpha_{ls}(\overline{L_{t0}^s})^\delta + \alpha_{lu}(\overline{L_{t0}^u})^\delta + \alpha_k(\overline{K_{t0}})^\delta + \alpha_m(\overline{M_{t0}})^\delta}$$

이 되며, 그래서 $\theta_{ls} + \theta_{lu} + \theta_k + \theta_m = 1$ 된다. 그리고 식(1.13)에 식(1.10)과 같이 외생적인 생산성 충격 ϵ_{it} 이 포함된 실제 관측 가능한 산출량을 적용하고, 양변에 로그를 취하면 다음과 같은 식이 도출된다.

$$y_{it} - \overline{y_{t0}} = \left(\frac{\gamma}{\delta}\right) \ln \left[\theta_{ls} \left(\frac{L_{it}^s}{\overline{L_{t0}^s}} \right)^\delta + \theta_{lu} \left(\frac{L_{it}^u}{\overline{L_{t0}^u}} \right)^\delta + \theta_k \left(\frac{K_{it}}{\overline{K_{t0}}} \right)^\delta + \theta_m \left(\frac{M_{it}}{\overline{M_{t0}^s}} \right)^\delta \right] + \xi_{it} \quad (1.14)$$

여기서 $\xi_{it} = \Delta\omega_{it} + \Delta\epsilon_{it}$ 이며, 또한 $\Delta\epsilon_{it} = \epsilon_{it} - \epsilon_{t0}^*$ 이고, ϵ_{t0}^* 은 정규화 시점(t_0)에서의 가상적 기업의 산출량($\overline{Y_{t0}}$)에 귀속된 외생적 충격내지는 측정오차를 의미한다. 식(1.14)와 같이 정규화 된 CES 생산함수는 이미 La Grandville (1989), Klump and de La Grandville (2000), Klump and Preissler (2000), Jones (2003) 등에 의해서 정규화하지 않은 CES 생산함수의 문제들로부터 자유롭다는 사실이 입증된 바 있다. 이들 연구는 더 나아가 산출물 시장이 완전 경쟁적이며, 생산기술이 규모의 수익불변일 경우(즉, $\gamma=1$) 정규화 된 분배모수($\theta_{ls}, \theta_{lu}, \theta_k, \theta_m$)는 정규화 시점에서 평가된 해당 생산요소의 수입 분배몫이 되기 때문에, 계량경제학적 기법을 적용한 추정을 통하지 않더라도 자료를 통해 직접 산정할 수 있음을 보인 바 있다.

사실 이를 보이는 것은 매우 간단하다. 우선 완전경쟁 산출물 시장에서 식(1.11)의 생산함수를 가정할 경우, 중간재 산출 탄성치는

$$e_{it}^m = \frac{\partial Q_{it}}{\partial M_{it}} \left(\frac{M_{it}}{Q_{it}} \right) = \gamma \left[\frac{\alpha_m (M_{it})^\delta}{\alpha_{ls} (L_{it}^s)^\delta + \alpha_{lu} (L_{it}^u)^\delta + \alpha_k (K_{it})^\delta + \alpha_m (M_{it})^\delta} \right]$$

이다. 이때 중간재 시장도 완전 경쟁이라면, 해당 생산요소 가격은 한계 생산물 가치와 일치하게 되며, 결국 $e_{it}^m = \frac{p_t^M M_{it}}{P_t Q_{it}}$ 로서, 해당 생산요소의 수입 분배몫이 된다. 한편 중간재에 대응한 정규화 시점에서 가상기업의 수입 분배 모수는

$$\theta_m = \frac{\alpha_m (\overline{M}_{t0})^\delta}{\alpha_{ls} (\overline{L}_{t0}^s)^\delta + \alpha_{lu} (\overline{L}_{t0}^u)^\delta + \alpha_k (\overline{K}_{t0})^\delta + \alpha_m (\overline{M}_{t0})^\delta}$$

이기 때문에, 생산기술이 규모의 수익불변(즉, $\gamma=1$)이기만 하면, 정규화 시점(t_0)에서 가상기업의 산출 탄성치(e_{t0}^m)가 가상기업의 중간재 수입 분배몫과 같아지게 된다. 그래서 만일 La Grandville (1989) 등과 같이 완전경쟁 산출물 시장과 규모의 수익불변 가정을 받아들일 경우, 정규화 된 분배 모수($\theta_{ls}, \theta_{lu}, \theta_k, \theta_m$)를 계량경제학적으로 추정 없이도 자료를 통해서 산정이 가능하게 된다. 그러나 산출물 시장의 완전 경쟁과 생산기술의 규모 수익불변 가정은 장기 거시 경제모형과 다른 기업 내지는 공장단위의 미시분석에서는 쉽게 용인되기 어려운 가정이다. 이 가정을 수용한다 하더라도, Petrin and Sivadasan (2011)에 의해 지적된 바와 같이 조정마찰(또는 비용)이 있어 신축적이지 못한 생산요소인 노동이나 자본의 경우, 산출 탄성치가 반드시 수입 분배몫과 일치 되지 않을 수 있다.

이러한 한계로 인해 본 연구는 식(1.14)을 직접 계량경제학적으로 추정하여, 다른 모수와 함께 정규화 된 분배 모수($\theta_{ls}, \theta_{lu}, \theta_k, \theta_m$)를 추정하는 방안을 고려하였다. 그러나 이 방안에도 장벽이 있는데, 생산요소와 기업에 의해 예측된 생산성과의 상관관계로 인한 내생성 문제(즉, 전달편의 문제)의 존재할 가능성이다. 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 식(1.14)를 직접 추정하는 대신, Gandhi *et al.* (2011)이 제시한 추정전략 중 중간재 투입과 관련된 최

적화 1계 조건에 기초한 수입비중을 활용하는 제 1단계 및 제 2단계 전략을 활용하는 방안을 고려하였다.

1.3.3. Gandhi *et al.* (2011)의 제 1단계 전략

본 연구는 추정법의 신축성을 확보하기 위해, 좀 더 완화된 가정들을 활용하고자 한다. 우선 불완전 경쟁적 산출물 시장구조를 전제할 경우, 기업은 단기적으로 해당기간의 중간재 투입¹⁹⁾에 대해 다음과 같은 비용최소화 문제에 직면하게 된다.

$$\text{Min}_{M_{it}^*} p_t^M M_{it} + \Lambda_{it} \{Q_{it} - F(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it}) e^{\omega_{it}}\} \quad (1.15)$$

여기서 $F(\cdot)$ 의 구체적인 형태는 식(1.11)에서 제시한 CES 생산함수라 하자. 또한 포락선 정리(envelope theorem)에 따라, 승수 Λ_{it} 는 최적화 조건이 만족될 경우 기업 i 의 한계비용을 의미하게 된다. 이때 M_{it} 에 대한 비용최소화의 1계 조건은 다음과 같게 된다.

$$\Lambda_{it} \left[\frac{\partial F(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it})}{\partial M_{it}} \right] e^{\omega_{it}} = p_t^M \quad (1.16)$$

이제 Gandhi *et al.* (2011)에 따라, 이러한 비용최소화 1계 조건의 좌변에 $\frac{F(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it})}{F(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it})}$ 을 곱해주며, 식(1.9)을 활용하고, 양변에 $\frac{M_{it}}{P_{it} Y_{it}}$ 20)을 곱해주면, 다음과 같은 관계식을 얻게 된다.

19) 앞서 언급한 바와 같이 중간재를 제외한 다른 생산요소(노동이나 자본 등)의 경우 조정마찰이 존재하기 때문에 이상과 같은 단기적인 안목으로 투입의사결정을 할 수 없게 된다. 이로 인해 단기적으로 신축적인 조정이 가능한 중간재 투입만을 최적화에 고려하게 된다. 중간재 투입만이 신축적이며 단기적 의사결정의 대상이라는 가정은 Gandhi *et al.* (2011)뿐만 아니라 Petrin and Sivadasan (2011) 등 다양한 연구들에서 받아들여지고 있다.

20) 본 연구가 기반 한 가정은 산출물 시장에서는 불완전 경쟁으로 기업이 자신의 가격을 설정할 수 있는 가격설정자인 반면, 생산요소 시장은 완전 경쟁 하에 있어 가격 수용자라는 것이다. 이로 인해 생산요소 가격은 산업 수준의 공통가격을 산출물 가격은 기업 특정적 가격을 상정하였으며, 이는 해당 변수의 하첨자로 확인할 수 있다.

$$\left(\frac{A_{it}}{P_{it}}\right)\left[\left(\frac{\partial F(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it})}{\partial M_{it}}\right)\frac{M_{it}}{F(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it})}\right]\frac{1}{e^{\epsilon_{it}}} = \frac{p_t^M M_{it}}{P_{it} Y_{it}} \quad (1.17)$$

여기에 양변에 로그를 취해 준 후, 중간재 투입의 수입비중 로그값을 $s_{it}^m = \ln\left(\frac{p_t^M M_{it}}{P Y_{it}}\right)$ 로 나타내면, 다음과 같은 관계식을 얻게 된다.

$$s_{it}^m = -\psi_{it} + g(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it}) - \epsilon_{it} \quad (1.18)$$

여기서 $g(\cdot)$ 은 중간재의 산출 탄성치의 로그값을, $\psi_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{A_{it}}\right)$ 은 마크업(markup)의 로그값을 나타낸다.²¹⁾ 한편 중간재 산출 탄성치는 두 부분으로 분해할 수 있는데, 우선 생산요소들의 투입수준에 따라 변동하는 부분인 $\ln \xi_{it}^m (= g(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it}))$ 과 이와 무관하게 일정한 상수인 부분(μ)으로서, 이를 다시 표현하자면 산출 탄성치는 $g^\mu(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it}) + \mu$ 로 나타낼 수 있다. 이를 식(1.18)에 적용하면 다음과 같은 식이 도출된다.

$$s_{it}^m = \mu - \psi_{it} + g^\mu(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it}) - \epsilon_{it} \quad (1.19)$$

식(1.19)를 통해 확인할 수 있듯이, 특정한 수요체계(demand system)를 설정하지 않더라도, 비모수적 회귀분석²²⁾을 통해 외생적 생산성 충격 ϵ_{it} 와 상수를 제외한 중간재 산출 탄성치 $\ln \xi_{irt}^{m(\mu)} (= g^\mu(L_{irt}^s, L_{irt}^u, K_{irt}, M_{irt})) = g(L_{irt}^s, L_{irt}^u, K_{irt}, M_{irt}) - \mu$ 을 복원할 수 있게 된다.

1.3.4. Gandhi *et al.* (2011)의 제 2단계 전략

Gandhi *et al.* (2011)의 제 2단계 추정전략은 다음과 같다. 제 1단계 전략에

21) 만일 산출물 시장이 완전경쟁적일 경우 $\psi_{it} = 0$ 이 되게 된다.

22) $g^\mu(\cdot)$ 의 함수형태는 해당변수들의 로그값에 대한 고차(2차 또는 3차) 다항근사식(polynomial approximation)을 활용하였다.

서 상수가 제외된 산출 탄성치 $\xi_{irt}^{m(\mu)}$ 를 비모수적으로 식별하였다면, Gandhi *et al.* (2011)는 이를 바탕으로 중간재 투입과 관련된 모수들의 조합도 복원할 수 있음을 보인바 있다. 우선 앞서 제시한 바 있는 모수적인 중간재 투입의 산출 탄성치는 다음과 같다.

$$e_{it}^m = \frac{\partial Q_{it}}{\partial M_{it}} \left(\frac{M_{it}}{Q_{it}} \right) = \gamma \left[\frac{\alpha_m (M_{it})^\delta}{\alpha_{ls} (L_{it}^s)^\delta + \alpha_{lu} (L_{it}^u)^\delta + \alpha_k (K_{it})^\delta + \alpha_m (M_{it})^\delta} \right] \quad (1.20)$$

식(1.20)에서 양변에 로그를 취해서 정리하게 되면 다음과 같이 산출 탄성치를 표현할 수 있게 된다.

$$\ln e_{it}^m = \ln \left[\frac{(M_{it})^\delta}{\alpha_{ls} (L_{it}^s)^\delta + \alpha_{lu} (L_{it}^u)^\delta + \alpha_k (K_{it})^\delta + \alpha_m (M_{it})^\delta} \right] + \ln(\gamma \alpha_m) \quad (1.21)$$

결국 $\ln(\gamma \alpha_m)$ 항이 산출 탄성치 중 생산요소의 변동과 무관하게 항상 일정한 부분(μ)이 되며, 만일 $\iota = (\delta, \alpha_{ls}, \alpha_{lu}, \alpha_k, \alpha_m)$ 라고 정의한다면, 다음과 같이 나타낼 수 있게 된다.

$$e_{it}^{m(\mu)}(\iota) = \left[\frac{(M_{it})^\delta}{\alpha_{ls} (L_{it}^s)^\delta + \alpha_{lu} (L_{it}^u)^\delta + \alpha_k (K_{it})^\delta + \alpha_m (M_{it})^\delta} \right] \quad (1.22)$$

이때 앞서 비모수적으로 식별된 산출 탄성치 $\widehat{\xi_{it}^{m(\mu)}}$ 은 모수적으로 예측된 $e_{irt}^{m(\mu)}$ 가 실제 실현된 값으로 볼 수 있기 때문에, 아래와 같이 제곱의 편차를 최소화할 수 있는²³⁾ 모수 벡터 $\iota = (\delta, \alpha_{ls}, \alpha_{lu}, \alpha_k, \alpha_m)$ 을 구함을 통해서 해당 모수를 식별할 수 있게 된다.

$$\text{Min}_{\zeta^*} \left(\xi_{it}^{m(\mu)} - e_{it}^{m(\mu)}(\iota) \right)^2 \quad (1.23)$$

여기서 주목할 필요가 있는 것은 지금까지 제시된 Gandhi *et al.* (2011)의

23) 제곱편차의 최소화 작업은 STATA의 비선형 회귀분석 프로시저(procedure) 'nl'을 활용하였다.

추정전략에는 특별히 패널설정이 요구되는 부분이 없다는 점이다. 결국 2단계까지의 작업을 통해서, 대체 탄성치 모수와 요소별 배분 모수를 패널자료가 아니더라도 복원할 수 있다. 그러나 나머지 모수 즉 규모의 탄성치 모수(γ)와 마크업도 이러한 패널설정에 의존하지 않고 추정할 수 있는 방안이 마련되어야 식별해 낼 수 있다. 그러나 Gandhi *et al.* (2011)은 이 단계에서 결국 OP/LP 등의 생산성 변화 가정에 기반 한 적률조건에 의지함으로서, 결국 패널설정을 요구하게 되었다.

1.3.5. 규모의 탄성치 복원전략

본 연구에서 제안하고자 하는 패널설정을 요구하지 않는 규모의 탄성치(또는 규모의 수익 모수)와 마크업 복원전략은 다음과 같다. 우선 지금까지 추정된 모수 벡터 $\hat{\zeta} = (\hat{\delta}, \hat{\alpha}_{ls}, \hat{\alpha}_{lu}, \hat{\alpha}_k, \hat{\alpha}_m)$ 을 활용하면, 식(1.14)의 정규화 된 배분 모수 θ_j ($j = ls, lu, k, m$)을 간단하게 계산할 수 있다. 이렇게 계산된 배분 모수들을 다시 식(1.14) 우변의 두 번째 항에 대입하여, 규모 탄성치 γ 을 제외한 부분을

$$\hat{\Theta}_{it} = \frac{\ln \left[\hat{\theta}_{ls} \left(\frac{L_{it}^s}{L_{t0}^s} \right)^{\hat{\delta}} + \hat{\theta}_{lu} \left(\frac{L_{it}^u}{L_{t0}^u} \right)^{\hat{\delta}} + \hat{\theta}_k \left(\frac{K_{it}}{K_{t0}} \right)^{\hat{\delta}} + \hat{\theta}_m \left(\frac{M_{it}}{M_{t0}} \right)^{\hat{\delta}} \right]}{\hat{\delta}}$$

과 같이 정의하도록 하자. 이 식(1.14)는 다음과 같이 쓸 수 있게 된다.

$$y_{it} - \overline{y_{t0}} = \gamma \hat{\Theta}_{it} + \xi_{it} \quad (1.24)$$

식(1.24)에서 추정이 요구되는 모수는 오직 규모의 탄성치 모수 γ 뿐인 관계로, 패널설정이 되어있지 않은 자료나 심지어 횡단면 자료라 할지라도, 단순히 최소자승법만으로도 규모 탄성치 $\hat{\gamma}$ 을 추정할 수 있게 된다. 결국 지금까지 제시한 추정전략을 통해, 식(1.11)에서 설정한 $F(\cdot)$ 를 구성하는 모든 모수를 복원할 수 있다.

본 연구에서 제시하는 접근은 다음과 같은 장점을 지니고 있다.

우선 가정완화라는 유연성이다. 생산함수를 구성하는 모든 모수를 추정하는데 있어, 완전 경쟁적 산출물 시장이나 규모의 수익불변 생산기술 가정 등에 의존하지 않고서도 패널자료를 넘어 횡단면 자료까지 적용이 가능하며, 아울러 내생성 문제로 인한 전달편의 문제까지 역시 해결하며 일치성 있는 추정치를 구할 수 있다. 본 연구에서 사용한 세 가지 가장 중 두 가지는 Gandhi *et al.* (2011)과 공유하는 것으로서, 신축적이면서도 단기투입 결정대상 생산요소는 중간재뿐이고, 중간재 시장은 완전 경쟁적이라는 것이다. 나머지 하나의 가정은 생산함수가 CES 형태라는 것이다. 그런데 CES가정은 제약인 동시에 유용성도 지니고 있다. 가령 기업단위에서의 요소 간 대체 탄성치 등을 직접 추정할 수 있다는 점이다.

두 번째 장점은 측정된 총요소생산성에 대한 해석과 관련된 부분이다. 우선 총요소생산성은 추정된 규모의 탄성치를 이용하여 다음과 같이 간단하게 구할 수 있다.

$$\ln TFP_{it} = \hat{\xi}_{it} = (y_{it} - \overline{y_{t0}}) - \hat{\gamma} \hat{\Theta}_{it} \quad (1.25)$$

이와 같이 측정된 총요소생산성은 Good (1985), Good *et al.* (1996), Aw *et al.* (2001)의 ‘다변 연쇄지수’를 통해 산출된 총요소생산성과 개념 상 동일 차원의 지수(index number)가 된다. 이는 간단하게 보일 수 있는데, 생산기술이 규모의 수익불변(즉, $\gamma=1$)이며, 생산요소 간 대체탄성치가 1로 무한히 근접할 경우(즉, $\hat{\delta} \rightarrow 0$), 식(1.25)와 같이 측정된 총요소생산성은 $\hat{\Theta}_{it}$ 의 정의를 고려할 경우 다음과 같아진다.

$$\lim_{\hat{\delta} \rightarrow 0} \ln TFP_{it}(\hat{\delta}) = (y - \overline{y_{t0}}) - \left[\hat{\theta}_{ls}(l_{it}^s - \overline{l_{t0}^s}) + \hat{\theta}_{lu}(l_{it}^u - \overline{l_{t0}^u}) + \hat{\theta}_k(k_{it} - \overline{k_{t0}}) + \hat{\theta}_m(m_{it} - \overline{m_{t0}}) \right]$$

이때 Good (1985), Good *et al.* (1996), Aw *et al.* (2001) 등과 같이 완전경쟁 산출물 시장을 가정할 경우, 앞에서와 같이 $\hat{\theta}_j (j=ls, lu, k, m)$ 는 각 생산요소의 소득 분배 몫과 일치되기 때문에 사실 상 이들에 의해 제안된 생산성 지수²⁴⁾

와 개념 상 동일한 것이 된다. 따라서 Pavcnik (2002)가 언급한 바와 같이 이들 지수가 지니고 있는 이행성(transitivity), 측정단위독립성(insensitivity to the unit of measurement)과 같은 지수로서의 바람직한 성질도 보유하게 된다. 결국, 본 연구를 통해 제안된 식(1.25)의 총요소생산성 측정법은 기존의 총요소생산성 지수(Index number TFP)가 가지고 있는 바람직한 성질을 공유하면서도, 이들이 의지하는 가정들(산출물 시장의 완전경쟁, 규모의 수익불변기술, 1의 대체 탄성치)보다는 좀 더 완화된 가정에 의한 측정법이라 할 수 있다.

1.3.6. 마크업 복원전략

한편 마크업(ψ) 복원전략은 다음과 같다. 앞서 언급한 바와 같이 식(1.19)를 통해서는 $\mu(=\alpha_m\gamma)$ 가 식별되지 않는 한 마크업을 직접 추정하는 것이 불가능하다. 그러나 μ 를 구성하고 있는 두 가지 모수를 이미 제시한 전략을 통해 모두 식별하였기 때문에 마크업 추정도 가능하다. 식(1.19)에서 산출 탄성치 $\xi_{it}^m(=g(\iota))$ 를 구성하고 있는 모든 모수가 복원되었기 때문에 당연히 추정된 산출 탄성치 $\hat{e}_{it}^m(=\hat{\xi}_{it}^m=g(\hat{\iota}))$ 를 구할 수 있고, 이를 (1.19)에 대입하여 정리하면 다음과 같은 식을 얻게 된다.

$$s_{it}^m - \ln \hat{e}_{it}^m = -\psi + \epsilon_{it} \quad (1.26)$$

식(1.26)에서 ψ 은 기업단위 마크업(ψ_{it})의 평균치로서 Klette and Griliches (1996)의 전례를 따른 것이다. 이러한 식(1.26)을 적절한 계량경제학적 기법을 적용하여 추정하게 되면, 산업단위에서의 평균적인 마크업 역시 복원된다.

24)이 지수를 본 연구에서는 이후 ‘Index number TFP’라 지칭한다.

1.4. 추정결과

1.4.1. 자료

본 연구에서 활용하는 자료는 통계청의 2000~2007년 기간에 작성한 광업제조업조사 원자료이다. 이 자료는 광업 및 제조업의 피고용자 5인 이상 모든 사업체²⁵⁾를 대상으로, 사업체별 생산 및 투입요소 등에 관한 정보를 포함하고 있다. 본 연구에서는 제조업에 관한 자료만 사용하였으며, 이들에 대해 다음과 같은 적절한 조정 작업이 이루어졌다.

산출량의 경우, 광업제조업조사의 ‘생산액’ 자료에 산업별 생산자 물가지수를 적용, 실질화하여 대리변수로 활용하였다. 노동 투입량의 경우, 숙련노동(skilled labor) 투입량은 비생산직 피용자(임금 근로자) 수를, 비숙련노동(unskilled labor) 투입량의 경우 생산직 피용자(임금 근로자) 수를 기본적으로 활용하였다. 이외의 자영업주 및 무급가족종사자의 경우 숙련노동으로 간주, 숙련노동 투입량에 포함시켰다. 노동 투입에 대응되는 노동비용은 기본적으로 임금 근로자의 연간급여액, 퇴직금, 복리후생비를 합산하여 활용하였다. 이때 문제가 되는 것이 바로 자영업주와 가족종사자 등 무급종사자의 노동투입에 대한 노동비용(즉, 보수)인데, 이를 고려하지 않을 경우 노동비용이 과소추정될 수가 있다. 이러한 점을 고려하여 본 연구는 무급종사자의 평균적인 생산성이 비생산직 피용자와 동일하다는 가정 하에 비생산직 피용자의 산업평균 피용자보수와 무급종사자수를 곱하여 무급종사자의 노동비용을 계산, 숙련노동 비용에 포함시켰다.²⁶⁾²⁷⁾ 자본 투입량의 경우, 광업제조업조사의 기초 및 기말 유형고정자산²⁸⁾의 평균치에 자본재 물가지수를 적용하여 산정한 자본스

25) 광업제조업조사의 조사대상 ‘사업체’는 개개의 공장, 작업장, 사업소, 광산 등과 같이 일정한 장소에서 단일소유권 또는 단일통제 하에서 경제활동을 영위하는 경제단위로 정의된다.

26) 비생산직 피용자수 혹은 피용자보수가 0인 사업체에 대해서는 이 방법을 활용할 수 없게 된다. 이 경우에는 사업체가 속한 산업부문의 비생산직 평균 피용자보수를 무급종사자에 곱하여 귀속 임금을 추정하였다.

27) 이러한 무급종사자의 노동비용 처리방식은 한진희 (2003)을 따른 것이다.

특을 대리변수로 사용하였다. 마지막으로 중간재 투입량은 광업제조업조사의 제조원가에서 퇴직금, 복리후생비 등 노동비용에 귀속되는 부분을 제외한 나머지에 중간재 물가지수를 적용, 실질화하여 활용하였다.²⁹⁾ 이렇게 조정된 각 변수들의 평균(괄호안의 수는 표준편차)은 <표 1.1>과 같다.

28) 광업제조업조사의 유형자산에는 토지, 건물, 구축물, 기계장치, 용광로요(鎔鑛爐窯), 선박 차량 운반수단, 기타(공구기구비품) 및 건설 중인 자산 평가액의 기초 및 기말잔액이 존재한다.

29) 주요생산비 항목을 사용하였다. 그러나 광업제조업조사의 생산비 대비 중간투입(직접생산비) 비율은 산업연관표의 중간투입비율보다 현저히 낮는데, 이는 주로 광업제조업조사의 직접생산비가 보험료, 교통비, 통신비, 광고비 등 외부로부터 조달한 서비스 투입의 대부분을 포함하지 않고 있기 때문인 것을 판단된다. 따라서 제조업 전체의 중간투입비율이 산업연관표의 중간투입율과 같게 되도록 모든 사업체의 중간투입액을 동일한 비율로 증가시켜 주었다. 이렇게 계산된 명목 중간투입액을 중간재 물가지수로 나누어 중간투입량을 계산하였다(한진희, 2003 참조).

〈표 1.1〉 생산함수 구성변수들의 평균(표준편차)

산업코드	산업명	관측치 수	산출량 (Y) (백만원)	숙련노동 (L^s) (명)	비숙련노동 (L^u) (명)	자본 (K) (백만원)	중간재 (M) (백만원)
15	음·식료품 제조업	49,694	5,638.2 (24,497.7)	6.5 (22.7)	16.6 (41.2)	2,146.4 (12,363.9)	3,323.0 (13,495.8)
17	섬유제품 제조업	60,934	2,455.5 (10,372.3)	4.5 (9.9)	14.2 (34.8)	1,260.9 (9,455.5)	1,511.3 (7,468.6)
18	봉제의복 및 모피제품 제조업	60,280	1,344.6 (10,523.8)	4.6 (22.6)	10.5 (19.5)	248.3 (2,933.4)	736.4 (5,687.4)
19	가죽, 가방 및 신발제조업	14,606	1,887.4 (7,254.6)	4.8 (17.0)	11.0 (18.0)	401.4 (2,668.8)	1,085.8 (4,088.0)
20	목재 및 나무제품 제조업	12,415	2,017.2 (8,058.9)	3.6 (8.9)	9.7 (24.9)	1,125.5 (9,753.8)	1,328.6 (5,887.4)
21	펄프, 종이 및 종이제품 제조업	18,513	4,611.3 (23,298.7)	5.7 (12.9)	14.0 (29.5)	3,223.6 (24,871.4)	2,972.9 (14,881.7)
22	출판, 인쇄 및 기록매체 복제업	38,133	2,127.9 (14,346.4)	9.5 (48.6)	7.2 (22.8)	853.2 (7,608.3)	878.6 (5,514.5)
23	코크스, 석유정제품 및 핵연료제조업	400	667,958.6 (2,999,900.0)	33.6 (133.9)	78.5 (316.3)	149,433.7 (691,291.5)	490,728.9 (2,213,460.0)
24	화합물 및 화학제품 제조업	22,300	22,213.8 (123,825.4)	13.8 (32.9)	22.2 (61.8)	10,391.3 (78,095.1)	13,172.9 (86,003.2)
25	고무 및 플라스틱제품 제조업	55,291	3,783.1 (23,708.7)	5.9 (16.0)	15.7 (50.8)	1,530.9 (13,374.9)	2,213.4 (12,754.0)
26	비금속광물제품 제조업	24,711	5,612.4 (26,372.4)	6.9 (14.3)	14.8 (38.5)	3,820.9 (36,880.3)	2,998.2 (11,375.6)
27	제1차 금속산업	15,949	30,292.1 (313,786.4)	9.6 (27.0)	32.3 (252.9)	13,316.5 (176,092.6)	17,608.9 (162,440.8)
28	조립 금속제품 제조업;	86,840	2,452.2 (19,510.4)	4.6 (30.2)	11.3 (29.6)	901.2 (11,026.0)	1,354.6 (12,944.7)
29	기타기계 및 장비 제조업	98,157	4,090.8 (40,109.5)	6.9 (26.7)	13.1 (38.8)	1,281.5 (10,279.9)	2,506.0 (25,598.2)
30	컴퓨터 및 사무용기기 제조업	4,895	13,581.1 (171,110.2)	22.1 (251.3)	25.1 (106.8)	3,364.4 (42,643.6)	16,145.6 (231,813.4)
31	기타전기기계 및 전기변환장치 제조업	36,522	4,613.7 (25,964.2)	8.0 (22.5)	15.3 (37.0)	1,345.5 (11,964.3)	2,943.1 (16,955.8)
32	전자부품, 영상, 음향 및 통신장비제조업	29,738	21,154.1 (313,489.5)	25.8 (283.9)	43.9 (279.8)	11,786.7 (214,023.7)	14,099.3 (183,108.6)
33	의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	17,166	2,519.9 (15,341.6)	6.7 (16.0)	11.7 (25.6)	781.9 (5,757.3)	1,410.5 (10,479.8)
34	자동차 및 트레일러 제조업	23,316	9,353.9 (98,669.3)	11.6 (42.5)	29.1 (159.8)	3,543.8 (39,675.3)	6,189.1 (57,618.7)
35	기타 운송장비 제조업	5,712	34,148.8 (396,847.1)	35.4 (421.6)	76.5 (650.1)	17,729.7 (200,687.7)	21,726.8 (251,773.9)
36	가구 및 기타제품 제조업	39,819	1,692.6	4.1	9.6	546.4	1,015.9

1.4.2. 추정결과

우선 Gandhi *et al.*(2011)의 1~2단계 추정전략을 통해 식별된 산업별 생산함수의 모수들에 대한 정보는 <표 1.2>에 제시하였다.

<표 1.2>를 통해서 확인할 수 있듯이 모든 산업에서 대체 탄성치(ρ)는 1을 유의미하게 초과하는 것으로 나타나 대체 탄성치가 1이라는 CD 생산함수의 가정은 국내 제조업체에게는 적용되기 어려운 것으로 나타났다. 이러한 사실은 향후 해당 자료(광공업통계 원자료)를 활용하여 생산함수를 추정할 때 함수형태 선택에 고려되어야 할 사항이다. 한편 <표 1.2>의 결과를 바탕으로 산정된 정규화 된 배분 모수 $\theta_j (j=ls, lu, k, m)$ 에 대한 정보는 <표 1.3>에 제시하였다. <표 1.3>의 정보를 식(1.24)와 식(1.26)을 추정하여 복원한 규모의 탄성치와 마크업에 대한 정보는 <표 1.4>에 제시하였다. <표 1.4>를 통해서 확인할 수 있듯이 제1차 금속산업(0.99)를 제외한 전 산업에서 규모의 탄성치가 대략 1~1.2 정도여서, 생산기술 상 약한 규모의 수익체증을 보였다. 반면 마크업 추정결과, 컴퓨터 및 사무용기기 제조업(0.79)과 전자부품 영상, 음향 및 통신장비 제조업(0.93)을 제외한 전 산업에서 약 1.1(음식료 제조업)~1.4(비금속광물제품 제조업) 정도 사이의 마크업(즉, 한계비용 대비 산출물 가격의 상대적 크기)을 보이는 것으로 나타났다. 결국 대부분의 산업에서 규모의 탄성치나 마크업을 1로 설정하는 가정은 현실성이 부족하다고 할 수 있다.

한편 <표 1.5>는 위에서 식별·복원된 모수들을 활용하여 측정한 산업별/생산요소별 산출 탄성치들과 이에 대응되는 생산요소별 수입비중을 나타낸 것이다. 특히 산출 탄성치는 CD 생산함수의 추정계수에 상응되지만, CES 생산함수의 특성 상 관측치 별로 산정되기 때문에 이에 대한 평균과 표준편차를 참고자료로 제시하였다. 마지막으로 추정된 모수들을 통해 구성된 생산함수를 기반으로 총요소생산성을 측정하였다. 그리고 비교를 위해 본 연구에서 제안된 기법을 통해 추정된 총요소생산성(log(TFP))과 다변 연쇄지수 총요소생산성(Index Number TFP)을 함께 <부록 1.1>로 제시하였다.

〈표 1.2〉 Gandhi *et al.*(2011)의 1~2단계 추정전략을 통해 식별된 모수(표준오차)

산업코드	산업명	δ	α_{ls}	α_{lu}	α_k	α_m	ρ
15	음·식료품 제조업	0.4382 (0.0007)	0.2589 (0.0021)	0.5427 (0.0020)	0.0505 (0.0002)	0.1480 (0.0003)	1.7800 (0.0023)
17	섬유제품 제조업	0.7941 (0.0005)	0.3711 (0.0013)	0.5778 (0.0013)	0.0053 (0.0000)	0.0459 (0.0000)	4.8575 (0.0130)
18	봉제의복 및 모피제품 제조업	0.8224 (0.0008)	0.4472 (0.0014)	0.5068 (0.0014)	0.0037 (0.0001)	0.0422 (0.0001)	5.6318 (0.0243)
19	가죽,가방 및 신발제조업	0.8302 (0.0012)	0.4612 (0.0025)	0.4883 (0.0025)	0.0028 (0.0001)	0.0477 (0.0001)	5.8903 (0.0428)
20	목재 및 나무제품 제조업	0.6942 (0.0010)	0.3293 (0.0029)	0.5912 (0.0028)	0.0061 (0.0001)	0.0734 (0.0001)	3.2706 (0.0109)
21	펄프,종이 및 종이제품 제조업	0.7837 (0.0009)	0.3926 (0.0023)	0.5386 (0.0023)	0.0058 (0.0001)	0.0629 (0.0001)	4.6222 (0.0203)
22	출판,인쇄 및 기록매체 복제업	0.6581 (0.0009)	0.5174 (0.0010)	0.4179 (0.0010)	0.0083 (0.0001)	0.0565 (0.0002)	2.9245 (0.0073)
23	코크스,석유정제품 및 핵연료제조업	0.7490 (0.0059)	0.4168 (0.0251)	0.5396 (0.0251)	0.0022 (0.0005)	0.0415 (0.0004)	3.9834 (0.0934)
24	화합물 및 화학제품 제조업	0.5542 (0.0009)	0.4829 (0.0025)	0.4019 (0.0025)	0.0251 (0.0002)	0.0901 (0.0002)	2.2431 (0.0047)
25	고무 및 플라스틱제품 제조업	0.7891 (0.0005)	0.4163 (0.0012)	0.5219 (0.0011)	0.0050 (0.0000)	0.0568 (0.0000)	4.7417 (0.0106)
26	비금속광물제품 제조업	0.7589 (0.0015)	0.1743 (0.0045)	0.7341 (0.0045)	0.0087 (0.0001)	0.0830 (0.0001)	4.1483 (0.0254)
27	제1차 금속산업	0.7885 (0.0010)	0.3569 (0.0036)	0.5960 (0.0035)	0.0055 (0.0001)	0.0416 (0.0000)	4.7272 (0.0221)
28	조립 금속제품 제조업;	0.7981 (0.0003)	0.4025 (0.0008)	0.5517 (0.0008)	0.0045 (0.0000)	0.0414 (0.0000)	4.9540 (0.0077)
29	기타기계 및 장비 제조업	0.7319 (0.0003)	0.4277 (0.0007)	0.5138 (0.0007)	0.0061 (0.0000)	0.0524 (0.0000)	3.7298 (0.0042)
30	컴퓨터 및 사무용기기 제조업	0.7218 (0.0021)	0.3903 (0.0040)	0.5444 (0.0039)	0.0064 (0.0002)	0.0588 (0.0002)	3.5945 (0.0266)
31	기타전기기계 및 전기변환장치 제조업	0.7607 (0.0005)	0.4555 (0.0012)	0.4780 (0.0012)	0.0076 (0.0000)	0.0589 (0.0001)	4.1797 (0.0095)
32	전자부품,영상,음향및통신장비제조업	0.7438 (0.0009)	0.4010 (0.0018)	0.5335 (0.0017)	0.0109 (0.0001)	0.0546 (0.0001)	3.9025 (0.0135)
33	의료,정밀,광학기기 및 시계 제조업	0.7490 (0.0008)	0.4589 (0.0016)	0.4828 (0.0015)	0.0059 (0.0001)	0.0525 (0.0001)	3.9844 (0.0133)
34	자동차 및 트레일러 제조업	0.8173 (0.0010)	0.4011 (0.0027)	0.5538 (0.0027)	0.0066 (0.0000)	0.0385 (0.0001)	5.4730 (0.0294)
35	기타 운송장비 제조업	0.6932 (0.0018)	0.3218 (0.0053)	0.6328 (0.0052)	0.0061 (0.0002)	0.0393 (0.0002)	3.2598 (0.0191)
36	가구 및 기타제품 제조업	0.7917 (0.0006)	0.3685 (0.0014)	0.5605 (0.0014)	0.0043 (0.0000)	0.0667 (0.0001)	4.8016 (0.0149)

〈표 1.3〉 정규화된 배분 모수 정보

산업코드	산업명	θ_{ls}	θ_{lu}	θ_k	θ_m
15	음·식료품 제조업	0.0988	0.3165	0.1529	0.4318
17	섬유제품 제조업	0.1095	0.4235	0.0590	0.4081
18	봉제의복 및 모피제품 제조업	0.1705	0.5573	0.0178	0.2545
19	가죽, 가방 및 신발제조업	0.1712	0.5281	0.0136	0.2871
20	목재 및 나무제품 제조업	0.0897	0.3200	0.0342	0.5561
21	펄프, 종이 및 종이제품 제조업	0.0777	0.2153	0.0441	0.6629
22	출판, 인쇄 및 기록매체 복제업	0.2960	0.2421	0.0498	0.4122
23	코크스, 석유정제품 및 핵연료제조업	0.1316	0.2358	0.0289	0.6038
24	화학물 및 화학제품 제조업	0.1651	0.1748	0.1353	0.5248
25	고무 및 플라스틱제품 제조업	0.0943	0.2562	0.0458	0.6037
26	비금속광물제품 제조업	0.0333	0.2326	0.0777	0.6564
27	제1차 금속산업	0.0678	0.2336	0.0568	0.6418
28	조립 금속제품 제조업;	0.1225	0.3603	0.0481	0.4691
29	기타기계 및 장비 제조업	0.1307	0.2883	0.0481	0.5329
30	컴퓨터 및 사무용기기 제조업	0.1373	0.3140	0.0377	0.5109
31	기타전기기계 및 전기변환장치 제조업	0.1230	0.2469	0.0441	0.5859
32	전자부품, 영상, 음향및통신장비제조업	0.1245	0.3180	0.0713	0.4862
33	의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	0.1604	0.2981	0.0406	0.5009
34	자동차 및 트레일러 제조업	0.0988	0.3190	0.0806	0.5015
35	기타 운송장비 제조업	0.1248	0.5511	0.0427	0.2814
36	가구 및 기타제품 제조업	0.0962	0.3072	0.0249	0.5717

〈표 1.4〉 규모의 탄성치와 마크업 추정결과(표준오차)

	산업명	γ	e^{ψ}
15	음·식료품 제조업	1.2016 (0.0016)	1.0864 (0.0018)
17	섬유제품 제조업	1.0563 (0.0013)	1.2087 (0.0016)
18	봉제의복 및 모피제품 제조업	1.0781 (0.0018)	1.2253 (0.0018)
19	가죽, 가방 및 신발제조업	1.0245 (0.0027)	1.3363 (0.0038)
20	목재 및 나무제품 제조업	1.0904 (0.0029)	1.2041 (0.0033)
21	펄프, 종이 및 종이제품 제조업	1.0280 (0.0018)	1.2150 (0.0024)
22	출판, 인쇄 및 기록매체 복제업	1.0795 (0.0023)	1.2913 (0.0024)
23	코크스, 석유정제품 및 핵연료제조업	1.0031 (0.0066)	1.3686 (0.0205)
24	화합물 및 화학제품 제조업	1.1144 (0.0021)	1.2715 (0.0033)
25	고무 및 플라스틱제품 제조업	1.0254 (0.0011)	1.2992 (0.0015)
26	비금속광물제품 제조업	1.0566 (0.0019)	1.4025 (0.0030)
27	제1차 금속산업	0.9989 (0.0023)	1.3724 (0.0034)
28	조립 금속제품 제조업;	1.0064 (0.0012)	1.3137 (0.0014)
29	기타기계 및 장비 제조업	1.0504 (0.0008)	1.2242 (0.0011)
30	컴퓨터 및 사무용기기 제조업	1.1982 (0.0081)	0.7903 (0.0070)
31	기타전기기계 및 전기변환장치 제조업	1.0263 (0.0014)	1.2488 (0.0018)
32	전자부품, 영상, 음향및통신장비 제조업	1.1258 (0.0023)	0.9318 (0.0029)
33	의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	1.0925 (0.0023)	1.2880 (0.0032)
34	자동차 및 트레일러 제조업	1.0385 (0.0014)	1.1015 (0.0021)
35	기타 운송장비 제조업	1.0438 (0.0043)	1.2086 (0.0089)
36	가구 및 기타제품 제조업	1.0256 (0.0016)	1.3140 (0.0019)

〈표 1.5〉 산출 탄성치와 수입비중 정보(표준편차)

산업명	e^{ls}	e^{lu}	e^k	e^m	s^{ls}	s^{lu}	s^k	s^m
15 음·식료품 제조업	0.1150 (0.0507)	0.3625 (0.1254)	0.1746 (0.0797)	0.5495 (0.1628)	0.0510 (1.3289)	0.1677 (0.4380)	0.9142 (10.0980)	0.5411 (0.3705)
17 섬유제품 제조업	0.1106 (0.0782)	0.3625 (0.2104)	0.0688 (0.0638)	0.4944 (0.2596)	0.0390 (0.3053)	0.2471 (0.4580)	0.7618 (6.3593)	0.4458 (0.2622)
18 봉제의복 및 모피제품 제조업	0.1859 (0.1131)	0.5489 (0.2534)	0.0188 (0.0279)	0.3246 (0.2786)	0.0272 (0.2094)	0.4147 (0.2492)	0.2436 (0.6885)	0.2938 (0.3273)
19 가죽,가방 및 신발제조업	0.1458 (0.1083)	0.3770 (0.2399)	0.0180 (0.0295)	0.4838 (0.2909)	0.0375 (0.2537)	0.2900 (0.2301)	0.3786 (3.5536)	0.4065 (0.2614)
20 목재 및 나무제품 제조업	0.0915 (0.0554)	0.3099 (0.1452)	0.0412 (0.0364)	0.6478 (0.1866)	0.0385 (0.1050)	0.1868 (0.1834)	0.5722 (1.4539)	0.5797 (0.5425)
21 펄프,종이 및 종이제품 제조업	0.0785 (0.0586)	0.2076 (0.1255)	0.0515 (0.0439)	0.6904 (0.1658)	0.0470 (0.3696)	0.1555 (0.1567)	0.5574 (1.6680)	0.5977 (0.1728)
22 출판,인쇄 및 기록매체 복제업	0.3189 (0.1716)	0.2240 (0.1678)	0.0591 (0.0501)	0.4775 (0.1633)	0.1358 (0.4519)	0.1585 (0.1720)	0.4733 (2.0623)	0.4192 (0.1978)
23 코크스,석유정제품 및 핵연료제조업	0.1031 (0.0866)	0.1565 (0.1208)	0.0259 (0.0236)	0.7176 (0.1813)	0.0530 (0.0839)	0.0678 (0.0733)	0.4472 (0.9730)	0.5616 (0.1915)
24 화합물 및 화학제품 제조업	0.1786 (0.0899)	0.1944 (0.0929)	0.1493 (0.0794)	0.5922 (0.1597)	0.0967 (1.4286)	0.1318 (1.1140)	0.7902 (7.0843)	0.5027 (0.8395)
25 고무 및 플라스틱제품 제조업	0.0891 (0.0600)	0.2394 (0.1345)	0.0484 (0.0410)	0.6486 (0.1755)	0.0538 (2.3504)	0.1711 (0.2111)	0.6813 (32.2103)	0.5318 (0.2611)
26 비금속광물제품 제조업	0.0342 (0.0265)	0.2416 (0.1618)	0.0793 (0.0666)	0.7015 (0.1958)	0.1882 (20.2609)	0.4864 (52.0432)	2.1256 (180.813)	0.6933 (24.6569)
27 제1차 금속산업	0.0638 (0.0469)	0.2199 (0.1475)	0.0594 (0.0527)	0.6559 (0.1882)	0.0341 (0.1121)	0.1137 (0.1973)	0.4019 (1.3044)	0.5244 (0.2578)
28 조립 금속제품 제조업;	0.1073 (0.0653)	0.3152 (0.1585)	0.0507 (0.0472)	0.5332 (0.1965)	0.0419 (0.1478)	0.1927 (0.1685)	0.4785 (1.7564)	0.4525 (0.2176)
29 기타기계 및 장비 제조업	0.1241 (0.0674)	0.2695 (0.1272)	0.0531 (0.0431)	0.6038 (0.1634)	0.0605 (0.7340)	0.1827 (0.2567)	0.5506 (25.0624)	0.5241 (0.8059)
30 컴퓨터 및 사무용기기 제조업	0.1501 (0.1093)	0.3151 (0.2298)	0.0534 (0.0517)	0.6796 (0.2621)	0.2325 (1.4500)	0.3398 (0.6747)	1.1361 (9.1212)	0.8994 (0.6078)
31 기타전기기계 및 전기변환장치 제조업	0.1175 (0.0763)	0.2261 (0.1443)	0.0477 (0.0459)	0.6351 (0.1864)	0.0820 (1.4993)	0.1821 (1.0308)	0.4345 (12.7393)	0.5433 (0.2242)
32 전자부품,영상,음향및통신장비제조업	0.1298 (0.0918)	0.3302 (0.2262)	0.0868 (0.0806)	0.5790 (0.2544)	0.1708 (1.7234)	0.3171 (0.8551)	1.3220 (71.5753)	0.6695 (0.6605)
33 의료,정밀,광학기기 및 시계 제조업	0.1738 (0.1081)	0.3077 (0.1735)	0.0504 (0.0461)	0.5606 (0.2106)	0.0955 (0.4531)	0.2229 (0.3037)	0.4653 (1.4589)	0.4619 (0.3074)
34 자동차 및 트레일러 제조업	0.0882 (0.0569)	0.2941 (0.1715)	0.0818 (0.0627)	0.5744 (0.2057)	0.0503 (0.2842)	0.1965 (0.2709)	0.5452 (1.7312)	0.5488 (0.3117)
35 기타 운송장비 제조업	0.0977 (0.0536)	0.5013 (0.2530)	0.0524 (0.0509)	0.3925 (0.2334)	0.2801 (17.2870)	0.3051 (0.2623)	9.7713 (698.805)	0.7410 (24.6936)
36 가구 및 기타제품 제조업	0.0935 (0.0672)	0.2748 (0.1515)	0.0304 (0.0334)	0.6270 (0.1888)	0.0450 (0.1928)	0.2104 (0.1612)	0.4572 (1.3724)	0.5187 (0.2945)

1.5. 결론

국내 제조업을 구성하고 있는 최소 생산단위에 대한 전수조사에 가까운 광공업통계조사 원자료는 매년 발표되는 횡단면 자료를 연결하여 패널자료화하기 어렵다는 적용 상 한계를 가지고 있다. 이로 인해 그동안 광공업통계조사 원자료를 활용한 총요소생산성 측정 및 분석연구에서는 직접적으로 패널자료에 의존하지 않아도 되는 다변 연쇄지수법을 활용하는 것이 보통이었다. 그러나 이러한 다변 연쇄지수법은 규모의 수익불변 생산기술 및 완전경쟁 생산물 시장 등 비교적 강한 가정들에 기반 한 것으로서, 만일 이러한 가정들이 위배될 경우, 이를 통해 측정된 총요소생산성 수준의 정확성 및 신뢰성을 보장할 수 없게 된다. 그리고 이러한 우려는 본 연구를 통해 현실성이 있음이 밝혀졌다.

우선 규모의 수익을 가늠할 수 있는 규모의 탄성치는, 제1차 금속산업을 제외한 전 산업에서 대략 1~1.2 정도로 나타나 약한 규모의 수익체증을 보였다. 또한 생산물 시장의 경쟁정도를 가늠할 수 있는 마크업 추정결과, 컴퓨터 및 사무용기기 제조업과 전자부품,영상,음향 및 통신장비 제조업을 제외한 전 산업에서 약 1.1~1.4 정도의 마크업(한계비용 대비 산출물 가격의 비)을 보이는 것으로 나타났다. 결국 대부분의 산업에서 규모의 수익불변 생산기술과 생산물 시장의 완전경쟁이라는 가정은 현실성이 부족하다고 할 수 있으며, 이러한 가정에 기반 한 다변 연쇄지수법을 통해 측정된 총요소생산성을 통한 분석연구들의 신뢰성에 의문을 제기한다.

한편 본 연구는 모든 산업에서 대체 탄성치는 1을 유의미하게 초과하는 것을 보여주었다. 이는 콥-더글라스 생산함수의 대체 탄성치가 1이라는 가정 역시 적어도 국내 제조업체들에게는 현실성이 부족한 가정임을 보여주는 것이라 할 수 있다. 이러한 사실은 향후 해당 자료(광공업통계 원자료)를 활용한 생산함수 추정 시 함수형태 선택에 있어 반드시 고려되어야 할 사항으로 생각된다.

마지막으로 본 연구가 제안하는 총요소생산성 측정법은 CES 생산함수에 국한된다는 한계가있다. 그러나 이러한 한계에도 불구하고 본 연구에서 제안하는 기법은 단순한 지수로서 생산성을 측정하는 법에 비해 미시적 생산 활동에 대한 보다 폭넓은 정보를 제공할 수 있고 아울러 다양한 변형을 통해 새로운 방법론으로 발전할 수 있는 초석이 될 수 있을 것으로 생각된다.

1.6. 참고문헌

권오상·박호정 (2010), "발전부문의 불완전경쟁과 생산성 변화", 『자원·환경경제연구』 19(1): 3-21

동아대 (2009), 통계청 통계개발원, 『광업·제조업조사 결과 분석 연구』

한진희 (2003), "진입·퇴출의 창조적 파괴과정과 총요소생산성 증가에 대한 실증분석", 『KDI정책연구』 25(2): 5-53

Akerberg, Daniel A., Kevin Caves, and Garth Frazer (2006), Structural identification of production functions. UCLA Economics Department, *mimeo*

Aigner, D. J. and S. F. Chu, (1968), "On Estimating the Industry Production Function", *American Economic Review* 58(4): 826-839

Aw, Bee Yan, Xiaomin Chen and Mark J. Roberts (2001), "Firm-level evidence on productivity differentials and turnover in Taiwanese manufacturing", *Journal of Development Economics* 66: 51-86

Cantore, Cristiano and Paul Levine (2011), "Getting Normalization Right: Dealing with 'Dimensional Constants' in Macroeconomics", Dynare Working Papers

Caves, Douglas W., Laurits R. Christensen and W. Erwin Diewert (1982), "Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers", *The Economic Journal* 92(365): 73-86

De Jong, Frits J. and T. Krisfina Kumar (1972), "Some Considerations on a Class of Macro-economic Production Functions", *De Economist* 1 20(2): 134-152.

- De Loecker, Jan (2007), "Product Differentiation, Multi-Product Firms and the Impact of Trade Liberalization on Productivity in the Belgian Textile Industry", *mimeo*
- Dupuy, Arnaud and Andries de Grip (2006), "Elasticity of substitution and productivity, capital and skill intensity differences across firms", *Economics Letters* 90: 340–347
- Ehrl, Philipp (2011), "Agglomeration economies with consistent productivity estimates", BGPE Discussion Paper 113
- Fukao, Kyoji, YoungGak Kim and HyeogUg Kwon (2009), "Do More Productive Firms Locate New Factories in More Productive Locations? An Empirical Analysis Based on Panel Data of Japan's Census of Manufactures", paper presented at the Comparative Analysis of Enterprise Data Conference, Tokyo
- Gandhi, Amit Salvador Navarro, David Rivers, (2011), "On the Identification of Production Functions: How Heterogeneous is Productivity?", CIBC Working Paper
- Garrick, Blalock and Paul J. Gertler (2008), "Welfare gains from Foreign Direct Investment through technology transfer to local suppliers," *Journal of International Economics* 74: 402-421.
- Gatto, Massimo Del, Giordano Mion, Gianmarco I.P. Ottaviano (2007), "Trade Integration, Firm Selection and the Costs of Non-Europe", Centro Ricerche Economiche Nord Sud Working Paper
- Good, D. (1985), *The effect of deregulation on the productive efficiency and cost structure of the airline industry*, Ph.D. dissertation, University of Pennsylvania.

- Good, D., M. Ishaq Nadiri and Robin C. Sickles (1996), "Index Number and Factor demand approaches to the estimation of productivity", NBER Working Paper 5790
- Griliches, Zvi and Jacques Mairesse (1995), "Production Functions: The Search for Identification," NBER Working Papers 5067
- Griliches, Zvi and Jacques Mairesse (1998), "Production functions: The search for identification" In *Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, New York,
- Jurgen, Antony (2009), "A Toolkit for Changing Elasticity of Substitution Production Functions", *mimeo*.
- Klette, Tor Jacob and Zvi Griliches (1996), "The Inconsistency of Common Scale Estimators When Output Prices are Unobserved and Endogenous" *Journal of Applied Econometrics* 11(4): 343–361
- Klump, Rainer and Olivier De La Grandville (2000) "Economic Growth and the Elasticity of Substitution: Two Theorems and Some Suggestions", *American Economic Review* 90(1): 282-291
- Klump, Rainer, Peter McAdam and Alpo Willman (2011), "The Normalized CES Production Function: Theory and Empirics", European Central Bank Working Paper 1294
- Kim, Young-Gak (2007), "Estimating Production Functions with R&D Investment and Endogeneity", Hitotsubashi University Research Discussion Paper 229

- Levinsohn, James and Amil Petrin (2003), "Estimating production functions using inputs to control for unobservables", *Review of Economic Studies* 70(243): 317-342
- Marschack, Jacob, William H. Andrew Jr., Random (1944) "Simultaneous Equation and the theory of production", *Econometrica* 12(3&4): 143-203
- Matthias, Arnold Jens (2005) "Productivity Estimation at the Plant Level: A practical guide", *mimeo*.
- Nataraj, Shanthi (2009) "The Impact of Trade Liberalization on Productivity and Firm Size: Evidence from India's Formal and Informal Manufacturing Sectors", *mimeo*.
- Nataraj, Shanthi (2011), "The impact of trade liberalization on productivity: Evidence from India's formal and informal manufacturing sectors", *Journal of International Economics* 85: 292–301
- Oi, W. (1962), "Labor as a quasi-fixed factor." *Journal of Political Economy* 70: 538-555.
- Olley, G. Steven and Ariel Pakes (1996), "The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry", *Econometrica* 64(6): 1263-1297
- OECD (2001), *Measuring Productivity: Measurement of Aggregate and Industry-level Productivity Growth*, OECD Manual
- Pavcnik, Nina (2002), "Trade Liberalization, Exit and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants", *Review of Economic Studies* 69: 245-276.
- Petrin, Amil and Jagadeesh Sivadasan (2011), "Estimating Lost Output from Allocative Inefficiency, with an Application to Chile and Firing Costs", NBER Working Paper 17373

- Rivers, David A. (2009) "Are Exporters More Productive than Non-Exporters?", *mimeo*
- Raa, Thijs ten and Victoria Shestalova (2006), "Alternative measures of Total Factor Productivity growth", *mimeo*
- Russell, Jeffrey E. and John W. Fraas (2005), "An Application of Panel Regression to Pseudo Panel Data", *Multiple Linear Regression Viewpoints* 31(1)
- Raval, Devesh (2011), "Beyond Cobb-Douglas: Estimation of a CES Production Function with Factor Augmenting Technology", *mimeo*.
- Syverson, Chad (2011) "What Determines Productivity?", *Journal of Economic Literature* 49(2): 326–365
- VanBiesebroeck, J.(2003), "Revisiting Some Productivity Debates," NBER Working Paper 10065
- Wooldridge, Jeffrey M (2009), "On Estimating Firm-Level Production Functions Using Proxy Variables to Control for Unobservables" *Economics Letters* 104(3): 112–114

<부록>

식(1.11)과 식(1.12)로부터 식(1.13)로 유도되는 정규화 과정은 다음과 같다.
우선 식(1.11)과 식(1.12)을 다시 기술해보자.

$$Q_{it} = C \left[\alpha_{ls} (L_{it}^s)^\delta + \alpha_{lu} (L_{it}^u)^\delta + \alpha_k (K_{it})^\delta + \alpha_m (M_{it})^\delta \right]^{\frac{\gamma}{\delta}} e^{\omega_{it}} \quad (1.11)$$

$$\overline{Q}_{t0} = C \left[\alpha_{ls} (\overline{L}_{t0}^s)^\delta + \alpha_{lu} (\overline{L}_{t0}^u)^\delta + \alpha_k (\overline{K}_{t0})^\delta + \alpha_m (\overline{M}_{t0})^\delta \right]^{\frac{\gamma}{\delta}} e^{\omega_{t0}^*} \quad (1.12)$$

이제 두 식 양변을 위 아래로 나누어주면 다음과 같은 형태가 된다.

$$\frac{Q_{it}}{\overline{Q}_{t0}} = \frac{C \left[\alpha_{ls} (L_{it}^s)^\delta + \alpha_{lu} (L_{it}^u)^\delta + \alpha_k (K_{it})^\delta + \alpha_m (M_{it})^\delta \right]^{\frac{\gamma}{\delta}} e^{\omega_{it}}}{C \left[\alpha_{ls} (\overline{L}_{t0}^s)^\delta + \alpha_{lu} (\overline{L}_{t0}^u)^\delta + \alpha_k (\overline{K}_{t0})^\delta + \alpha_m (\overline{M}_{t0})^\delta \right]^{\frac{\gamma}{\delta}} e^{\omega_{t0}^*}} \quad (1.a)$$

식(1.a)에서 지수 $\frac{\gamma}{\delta}$ 가 분자와 분모 모두 공통으로 들어가 있으므로, 식(1.a)를 정리하게 되면 다음과 같이 표현이 가능해진다.

$$\frac{Q_{it}}{\overline{Q}_{t0}} = \left(\frac{\alpha_{ls} (L_{it}^s)^\delta + \alpha_{lu} (L_{it}^u)^\delta + \alpha_k (K_{it})^\delta + \alpha_m (M_{it})^\delta}{\alpha_{ls} (\overline{L}_{t0}^s)^\delta + \alpha_{lu} (\overline{L}_{t0}^u)^\delta + \alpha_k (\overline{K}_{t0})^\delta + \alpha_m (\overline{M}_{t0})^\delta} \right)^{\frac{\gamma}{\delta}} e^{(\Delta\omega_{it})} \quad (1.b)$$

여기서 $\Delta\omega_{it} = \omega_{it} - \omega_{t0}^*$ 이다.

이때 $\overline{X} = \alpha_{ls} (\overline{L}_{t0}^s)^\delta + \alpha_{lu} (\overline{L}_{t0}^u)^\delta + \alpha_k (\overline{K}_{t0})^\delta + \alpha_m (\overline{M}_{t0})^\delta$ 라고 한다면, 식(1.b)는 다음과 같이 풀어쓸 수 있다.

$$\frac{Q_{it}}{\overline{Q}_{t0}} = \left(\frac{\alpha_{ls} (L_{it}^s)^\delta}{\overline{X}} + \frac{\alpha_{lu} (L_{it}^u)^\delta}{\overline{X}} + \frac{\alpha_k (K_{it})^\delta}{\overline{X}} + \frac{\alpha_m (M_{it})^\delta}{\overline{X}} \right)^{\frac{\gamma}{\delta}} e^{(\Delta\omega_{it})} \quad (1.c)$$

이를 다시 다음과 같이 조작할 수 있게 된다.

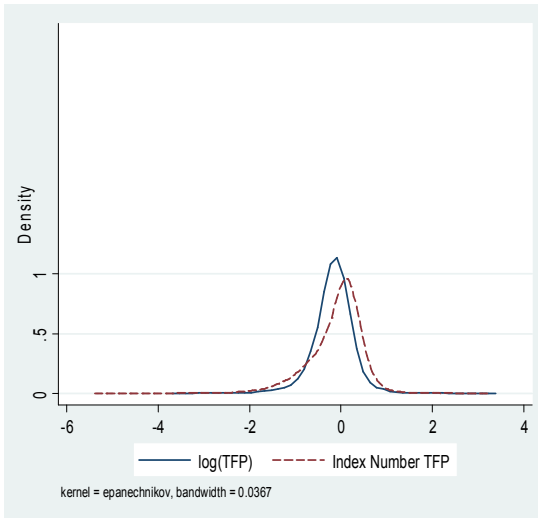
$$\frac{Q_{it}}{Q_{t0}} = \left(\frac{\alpha_{ls}(\overline{L_{t0}^s})^\delta}{\overline{X}} \left(\frac{\alpha_{ls}(L_{it}^s)^\delta}{\alpha_{ls}(\overline{L_{t0}^s})^\delta} \right) + \frac{\alpha_{lu}(\overline{L_{t0}^u})^\delta}{\overline{X}} \left(\frac{\alpha_{lu}(L_{it}^u)^\delta}{\alpha_{lu}(\overline{L_{t0}^u})^\delta} \right) + \frac{\alpha_k(\overline{K_{t0}})^\delta}{\overline{X}} \left(\frac{\alpha_k(K_{it})^\delta}{\alpha_k(\overline{K_{t0}})^\delta} \right) + \frac{\alpha_m(\overline{M_{t0}})^\delta}{\overline{X}} \left(\frac{\alpha_m(M_{it})^\delta}{\alpha_m(\overline{M_{t0}})^\delta} \right) \right) \times e^{(\Delta\omega_{it})} \quad (1.d)$$

그리고 식(1.d)을 정리하면 식(1.13)과 같이 된다.

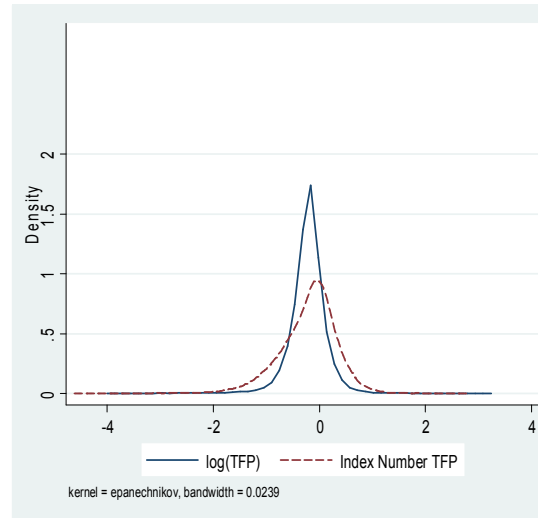
$$\frac{Q_{it}}{Q_{t0}} = \left(\theta_{ls} \left(\frac{L_{it}^s}{\overline{L_{t0}^s}} \right)^\delta + \theta_{lu} \left(\frac{L_{it}^u}{\overline{L_{t0}^u}} \right)^\delta + \theta_k \left(\frac{K_{it}}{\overline{K_{t0}}} \right)^\delta + \theta_m \left(\frac{M_{it}}{\overline{M_{t0}^s}} \right)^\delta \right)^{\frac{\gamma}{\delta}} e^{(\Delta\omega_{it})} \quad (1.13)$$

여기서 $\theta_{ls} = \frac{\alpha_{ls}(\overline{L_{t0}^s})^\delta}{\overline{X}}$, $\theta_{lu} = \frac{\alpha_{lu}(\overline{L_{t0}^u})^\delta}{\overline{X}}$, $\theta_k = \frac{\alpha_k(\overline{K_{t0}})^\delta}{\overline{X}}$, $\theta_m = \frac{\alpha_m(\overline{M_{t0}})^\delta}{\overline{X}}$ 이다.

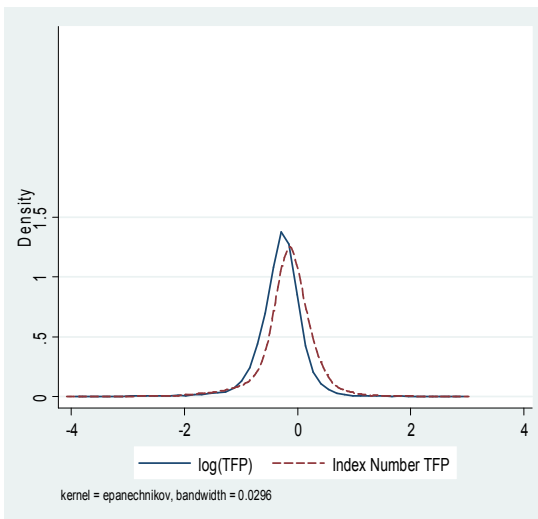
〈부록 그림 1.1〉 추정 총요소생산성과 다변 연쇄지수 총요소생산성 분포 비교



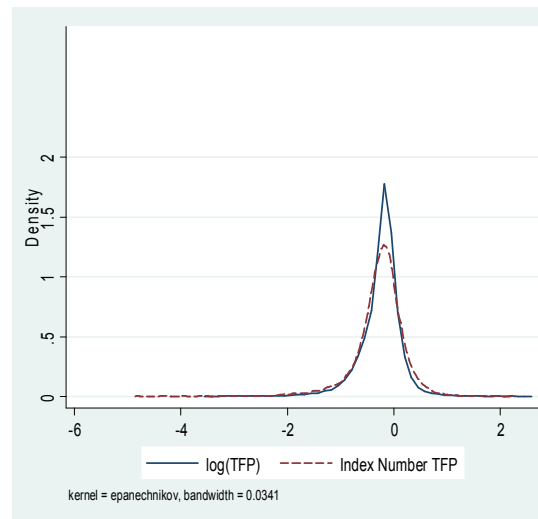
음·식료품 제조업(15)



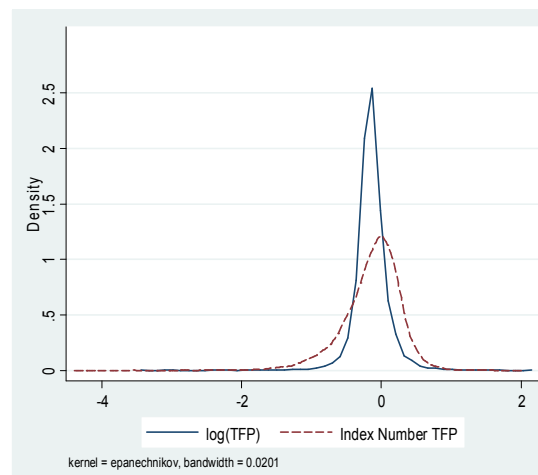
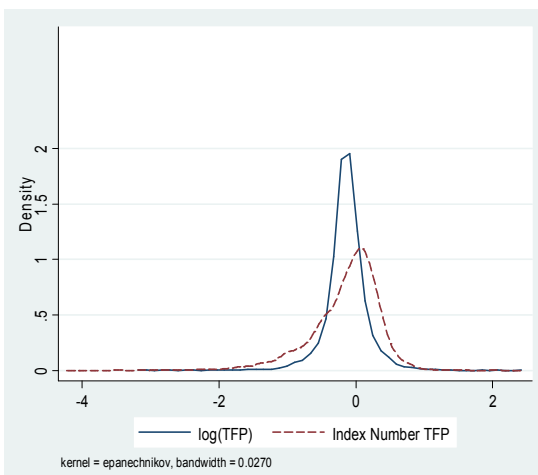
섬유제품 제조업; 봉제의복제외(17)

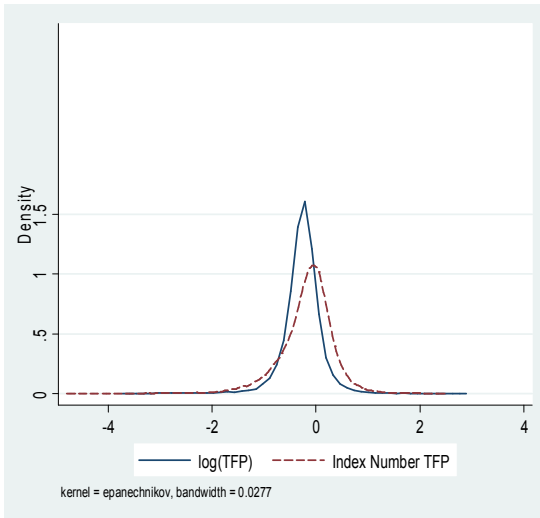


봉제의복 및 모피제품 제조업(18)

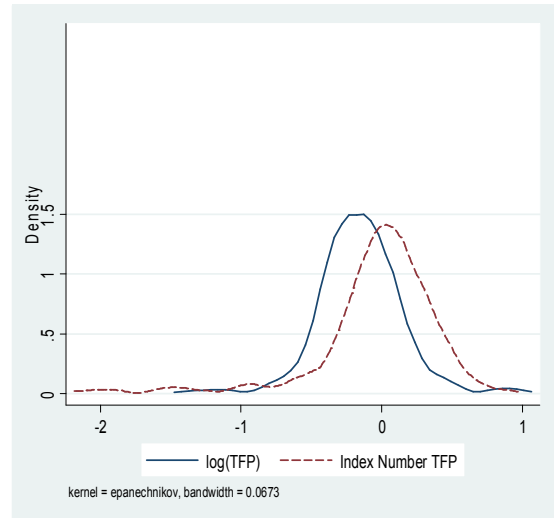


가죽,가방 및 신발 제조업(19)

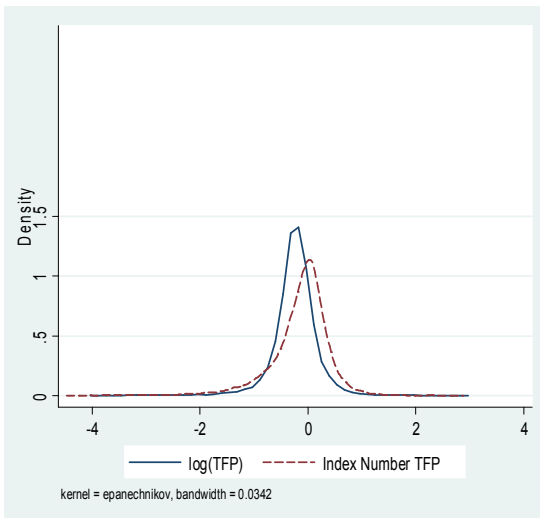




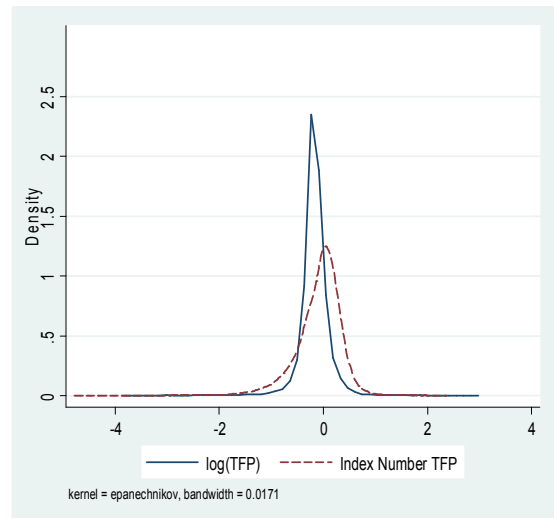
출판,인쇄 및 기록매체 복제업(22)



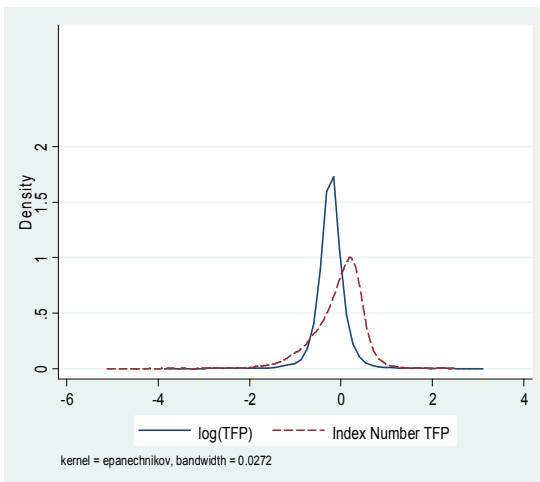
코크스,석유정제품 및 핵연료 제조업(23)



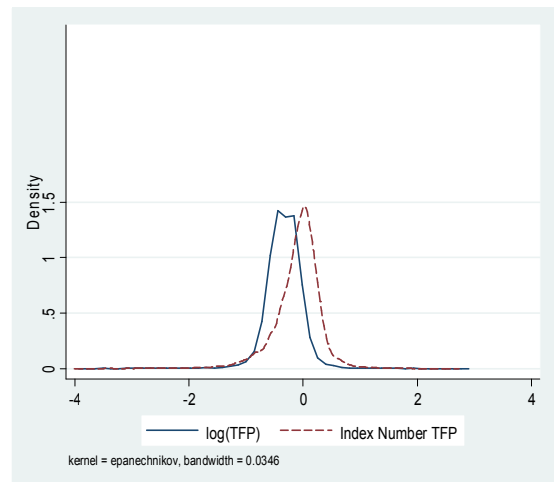
화합물 및 화학제품 제조업(24)



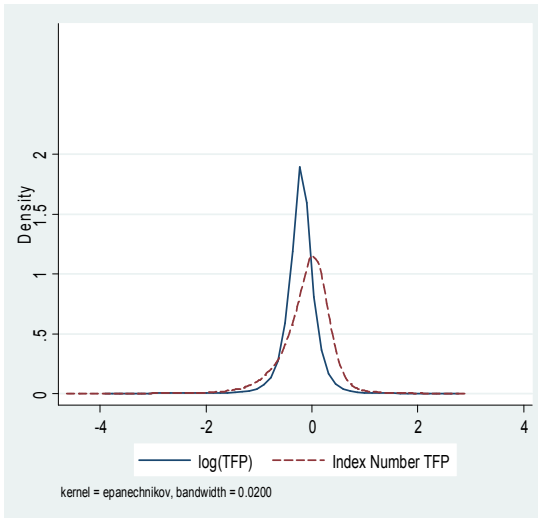
고무 및 플라스틱제품 제조업(25)



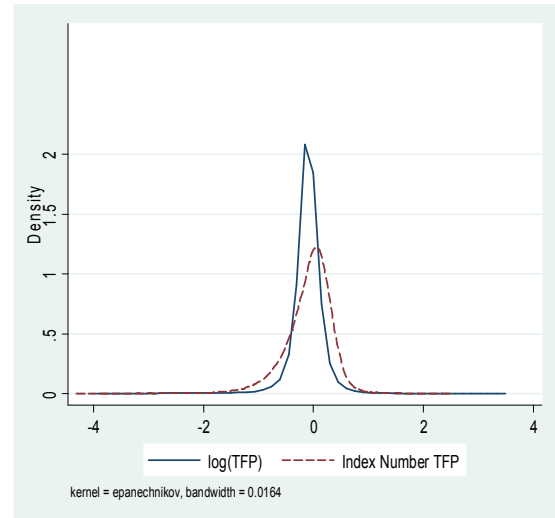
비금속광물제품 제조업(26)



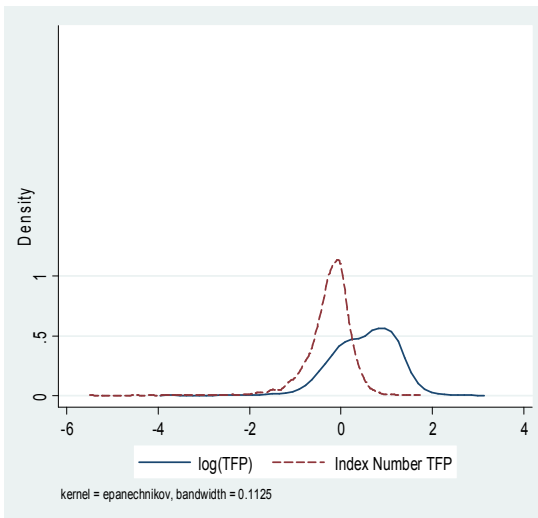
제1차 금속산업(27)



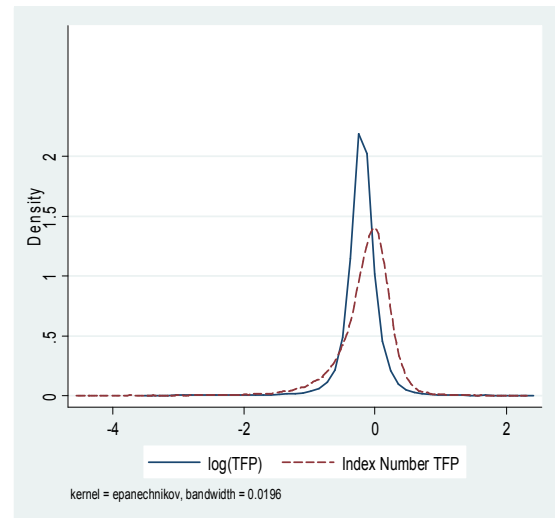
조립금속제품 제조업;기계및가구제외(28)



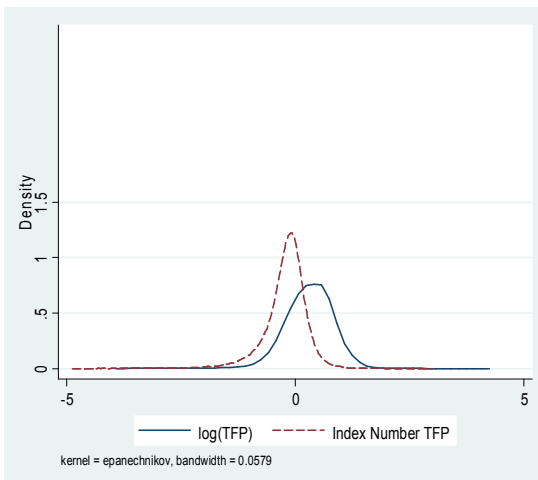
기타기계 및 장비 제조업(29)



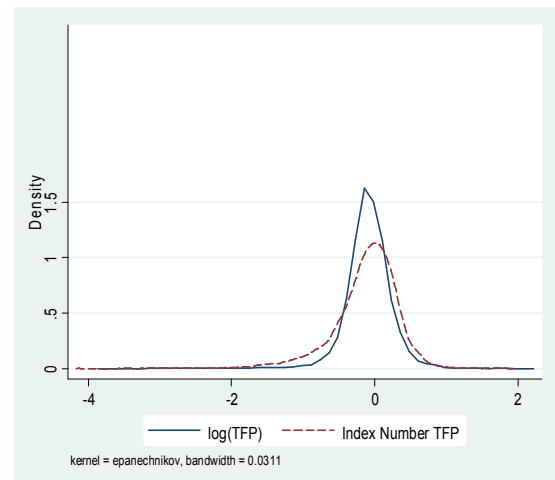
컴퓨터 및 사무용기기제조업(30)



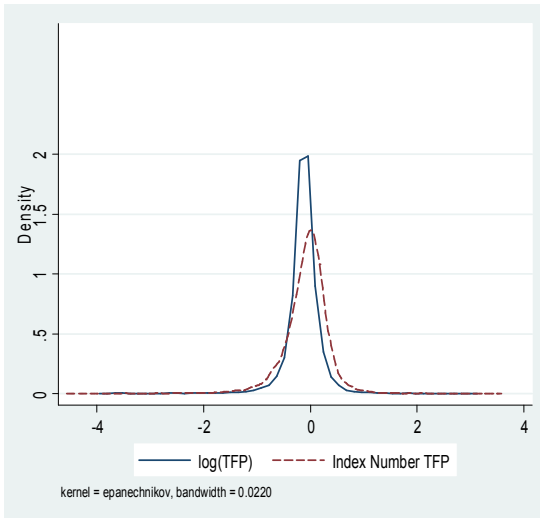
기타전기기계 및 전기변환장치 제조업(31)



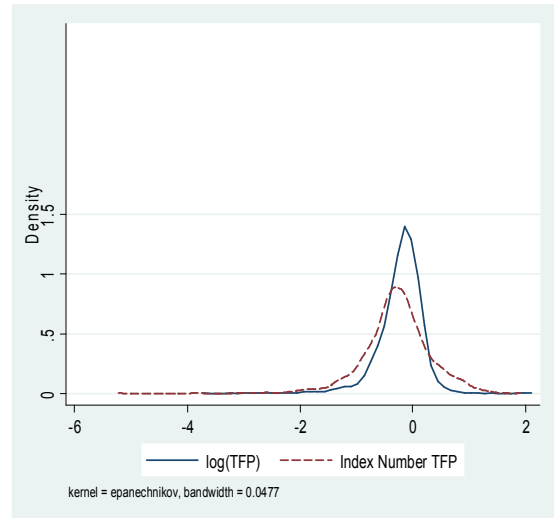
전자제품, 영상, 음향 및 통신장비 제조업(32)



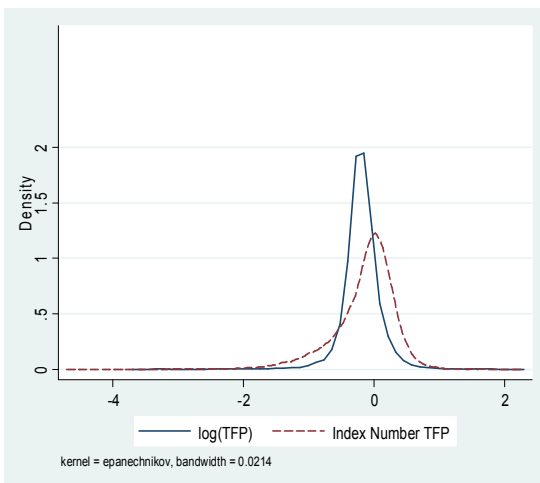
이러한 것만 포함하기 및 기계 제조업(33)



자동차 및 트레일러 제조업(34)



기타운송장비 제조업(35)



가구및기타제품제조업(36)

제2논문 무역자유화와 집적경제

2.1. 서론

경제활동의 지리적 공간분포는 공간 전체적으로 균등하기보다 소수 특정지역에 편중되고 대다수 지역에는 분산 분포하는 것이 보통이다. 이러한 경제활동의 공간분포의 불균등 현상은 분포 양상 문제에만 국한 되는 것은 아니며, 해당 경제활동의 ‘성과(performance)’ 특히 기업(또는 더 큰 개념으로서의 산업)의 생산성과 관련된다. 경험적으로 생산의 미시 단위인 기업 밀집지역의 기업의 평균 생산성이 상대적으로 덩성한 지역에 비해 높다. 이러한 ‘집적경제’(agglomeration economies) 현상은 이미 Marshall (1890)에 의해 발견된 이후, 지역 및 도시경제 또는 경제지리학 분야 등에서는 현상의 존재여부에 대한 실증분석을 넘어 이를 극대화 할 수 있는 정책설계¹⁾ 단계까지 이르렀다.

그 동안 이들 분야에서는 전통적으로 집적경제 효과를 ‘지역 노동시장 풀링(pooling)’, ‘전·후방 연관산업의 공집적(co-agglomeration)’, ‘지식 파급(또는 유출)효과(knowledge spillover)’ 등 경제주체의 의사결정과는 무관한 일종의 외부성에 기인한 것으로 인식해 왔다. 그러나 Krugman (1991)²⁾ 이후 신경제지리학(New Economic Geography)에서는 산업조직이론과 일반균형이론을 활용하여 집적경제 효과의 원인을 설명하려는 노력을 해왔다. 그 결과 집적경제 효과는 Melitz (2003)나 Syverson (2004) 등에 의한 ‘선별효과(selection effect)’와 Baldwin and Okubo (2006a)에 의한 ‘정렬효과(sorting effect)’가 외부성과 무관하게 작용하는 이론적 근거로 대두 되었다. 여기서 ‘선별(selection)’이란 큰 시장에 집적해 있던 기업 중에서 일정 기준이하의 생산성을 갖는 기업은 해당 시장에서 폐업(또는 퇴출) 또는 이전으로 해당 시장으로부터 도태되는 현

1) 각종 클러스터(cluster) 정책의 이론적 기반이 바로 이러한 집적경제 현상이라 할 수 있다.

2) Krugman (1991)은 집적경제의 외생성 그 중에서도 특히 기술·지식 파급(또는 유출)효과는 시장 기구를 통해 발현되어지는 현상이 아니라고 하면서, 논의에서 제외했다.

상을, '정렬(sorting)'은 생산성이 높은 기업이 더 큰 시장에 입지한다는 경향성을 의미한다. 최근에는 Baldwin and Okubo(2006a)가 제시한 생산성 높은 기업의 큰 시장으로의 정렬 즉 '한 방향 정렬(one-sided sorting)'을 넘어, 생산성이 낮은 기업들도 역시 큰 시장으로의 스스로 정렬, 즉 큰 시장에 생산성이 높은 기업들과 함께 낮은 기업들이 함께 공집적(co-agglomeration)하는 '양 방향 정렬(two-sided sorting)'현상까지 제시되고 있다.

그런데 신경제지리학은 무역이론, 특히 신무역이론과 다루고 있는 문제의식이 상호간에 매우 밀접하게 연관되어 있다. 특히 무역이론에서 가장 핵심쟁점 중 하나인 무역자유화 효과와 관련된 논의에서는 더욱 그러하다. '선별효과'나 '정렬효과'는 모두 기업이 처해 있는 시장의 '경쟁'적 환경에 대한 기업 선택행위(특히 진입·탈퇴 또는 입지선택행위)의 누적적·집합적 결과로 발현되는 것이라 할 수 있다. 유사하게 무역이론에서도 무역자유화의 생산성 기여효과를 더욱 경쟁적으로 변화하는 시장 환경에 대한 기업 선택행위(여기서는 주로 진입·탈퇴 행위)의 누적적·집합적 결과로 보는 공통점이 있다.³⁾ 다만 전자의 경우 다루는 시장의 범위를 국지적(local) 시장에 한정하여 '지역' 내 산업을 기본 단위로 하고, 후자는 국제적(global) 시장으로 확대하여 '국민경제'내 산업을 분석단위로 하는 것에 차이점이 있다.⁴⁾ 그러므로 신경제지리학과 신무역이론은 분석대상의 '규모(scale)' 차이일 뿐, 사실상 동일선상의 학문영역으로 봐도 무방하다고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 지금까지 한 연구 내에서 두 가지 개별주제를 통합하려는 노력은 거의 없었다.

신경제지리학 차원에서 선별이나 정렬효과를 검증한 연구로는 Syverson (2004), Combes *et al.* (2009), Saito and Gopinath (2009), Okubo and Tomiura (2010), Forslid and Okubo (2010), Okubo and Tomiura (2011) 등이 있다. 이들 연구는 선별, 단 방향 및 양방향 정렬현상을 검증하기 위해서 기업 생산성 분포의 적률(moment), 특히 3차 이하의 적률(평균, 분산, 왜도

3) 이러한 유사성은 신경제지리학 이론모형의 대부분이 신무역이론의 이론모형(Melitz (2003) 등)에 근거하여 확장된 쟁점에 적용한 것이기 때문이다.

4) 신경제지리학과 신무역이론의 공통점에 대한 논의는 Fujita (2010), Kim and Kim (2011) 등을 참조하기 바란다.

(skewness) 등)을 활용해 왔다. 그러나 생산성 분포의 적률은 생산성 분포의 모양을 통해 선별과 정렬의 근거에 대해 간접적인 추론만을 할 수 있게 해 준다. 이는 그 동안 제기된 가설들을 검증하기 위해서는 보다 직관적이면서도 명확하게 인지될 수 있는 직접적인 새로운 접근이 필요하다는 사실을 역설하고 있다.

이러한 배경에서 출발하여 본 연구는 그 동안 제기 되어 온 집적경제 현상의 세 가지 원천 즉 외부성, 선별, 단 방향 및 양 방향 정렬효과를 포괄적으로 측정할 수 있는 방법을 제시하고, 이를 한국 제조업 사례에 적용하여, 실제 이러한 기제들이 작동하였는지를 분석해보고자 한다. 이 측도는 Handcock and Morris (1999)가 제안한 상대밀도(relative density)에 기반한 상대적 중앙값 양극화지수(median relative polarization index; MRP)를 응용한 것인데, 이전에 활용되어 온 분포의 적률들을 활용하는 방법 보다 직관적이면서도 개념적으로 이론에 부합하는 측도라 생각된다. 아울러 이 측도를 이용한 분석결과를 좀 더 확장된 주제에 적용하다. 국제시장에서의 경쟁 환경 변화(즉 무역자유화)가 한국의 산업 공간구조와 그와 연관된 성과(생산성)와의 관계에 어떠한 영향을 미치는지를 파악하는데 활용한다. 이는 대외적 경쟁과 대내적 경쟁의 상호작용을 하나의 모형에서 설명하는 것으로 아직까지 신무역이론과 신경제지리학 분야에서 선행연구를 찾기 어렵다. 따라서 본 연구의 실증적 결과는 향후 양 분야의 이론적 연구에 자극제가 될 수 있을 것으로 기대된다.

2.2. 집적경제 현상의 전통적 이해 및 새로운 설명시도

2.2.1. 집적경제에 대한 이론적 연구의 전개

생산과 같은 경제활동의 지리적 공간분포는 공간 전체적으로 균등하기보다 특정 지역에 편중, 기타 지역에 분산 분포하는 것이 보통이다. 이러한 경제활동의 불균등 공간적 분포현상은 단순히 분포 양상의 문제에 국한되지 않고, 해당 경제활동의 ‘성과’와도 관련되는 것으로 알려져 있다.⁵⁾가장 대표적인 예가 바로 기업(또는 더 큰 개념으로서의 산업)의 생산성과 공간적 분포와의 관계라 할 수 있다. 지금까지 경험적으로 확인된 사실은 생산(특히 제조업)의 미시단위인 기업 밀집지역에서의 기업의 평균생산성이 상대적으로 기업 희소지역에 비해 높다는 것, 다시 말해 ‘집적경제’ 현상이라 할 수 있다(Rosenthal and Strange, 2004; Melo *et al.*, 2009).

이러한 경험적 사실을 이론적으로 설명하고자하는 다양한 노력들이 있어왔다. 가장 전통적으로 거론되어 온 것은 집적지역이 가지고 있는 양의 외부성이라 할 수 있다. 집적지역의 외부성에 대한 인식은 Marshall (1890)로까지 올라가게 되는데, Marshall (1890)의 통찰은 다음과 같이 요약될 수 있다. 우선 특화된 공급자들로부터 제공되는 특정 제품이나 서비스의 공급가능성, 생산의 국지적 집중으로 유지되는 지역 노동시장 풀(pool) 등과 같은 일종의 자산공유(asset-sharing)가 성과에 긍정적인 영향을 미칠 수 있게 된다. 이러한 시장 기구를 통해 전달되는 금전적인(pecuniary) 외부성 외에도, 지역적으로 인접하여 입지하고 있는 기업의 혁신능력에 긍정적으로 영향을 주는 지식 파급(또는 유출)효과(knowledge spillover) 즉 지식의 외부성 효과도 지적된 바 있다.⁶⁾

5)Marshall (1890)은 대도시 등 ‘집적’된 특정지역에서 생산활동의 성과가 다른 지역에 비해 상대적으로 월등하다는 사실을 인식, 언급한 바 있다.

6)새롭게 창안된 지식의 경우 제한된 수준에서만 전유(專有; appropriation)될 수 있기 때문에 한

이러한 Marshall (1890)의 지적이 있는 이후, 지역 및 도시경제 또는 경제지리학 분야에서는 집적경제 현상의 존재여부에 대한 실증분석과 함께 이를 극대화 할 수 있는 정책설계에 집중해왔다고 할 수 있다. 그러나 집적경제 현상은 Marshall (1890) 이후 그 동안 주류경제학자의 관심은 크게 못해 왔다. 그러나 비교적 최근 일반균형모형을 활용하여 집적현상 이면의 기제에 대한 설명을 시도한 Krugman (1991)⁷⁾ 이후, 산업조직론, 일반균형모형을 활용한 다른 시도들이 지속적으로 등장하였다. 그리고 이러한 시도들을 통해 집적경제 현상을 설명할 수 있는 핵심적인 개념으로서 크게 두 가지 기제, 즉 Melitz (2003)나 Syverson (2004)등에 의한 선별효과(selection effect)와 Baldwin and Okubo (2006a) 등에 의한 정렬효과(sorting effect)가 제기되었다. 이들의 생각으로는 생산의 주체인 기업의 입장에서 입지선정 시 가장 중요한 요인은 다분히 ‘수익성(profitability)’이다. 입지와 관련된 기업의 수익성은 제품을 판매 수입을 결정하게 될 ‘시장규모’, 생산비용과는 별도로 입지장소에서 시장까지 제품 운송과정에 발생하게 될 일체의 교역비용(trade cost) 크기에 의존적일 수밖에 없으며, 이들 간의 상충관계를 적절히 고려하여 수익이 최대가 될 수 있는 지점에 입지하게 된다. 그리고 이러한 기업의 입지선택의 누적적인 결과로서 규모가 큰 시장에 보다 많은 기업들이 입지, 즉 집적’하는 현상으로 발현되게 된다.⁸⁾ 그러나 만일 판매하는 제품이 어느 정도 이질적이고(그래서 기업이 임의로 가격을 일정범위 내에서 설정할 수 있는 어느 정도의 독점력을 지니고), 기업마다 생산성이 달라 생산비용도 이질적인 경우(기업 간 최소한의 가격 경쟁력 이질성이 존재할 경우), 규모가 큰 시장에 집적한 기업 간에는 점

기업에서 창출된 지식은 다른 기업으로 유출(流出; spillover)될 수 있다. 이때 서로 관련된 일을 하고 있는 경우 각자의 연구로부터 유익을 얻게 될 수 있기 때문에(Griliches, 1979), 지식 파급(또는 유출)효과는 개별기업들의 입장에서 활용 가능한 지식스톡(knowledge stock)을 증가시켜 주게 된다.

7)Krugman (1991)은 집적경제의 외생성, 그 중에서도 특히 기술 지식 파급(또는 유출)효과에 대해서는 실제 시장 기구를 통해 발현되어지는 현상이 아님을 들어, 이 현상을 이해하는 논의에서 제외한다고 언급한 바 있다.

8)누적적인 입지선택의 결과 이론적으로는 해당지역 시장규모 크기에 의해 집적정도가 결정되되, 시장규모보다 비례적인 수준 이상으로 집적이 이루어지는 현상 즉 Home Market Effect(HME)이 발생하게 된다. Kim and Kim (2011)은 한국경제에 대해 실증적 검증작업을 하였다.

더 높은 ‘경쟁’(보다 정확하게는 가격경쟁)이 일어날 수밖에 없으며, 이로 인해 경쟁력 없는 기업(낮은 생산성으로 생산비용이 높아 가격 경쟁력이 떨어지는 기업)은 해당 시장에서 퇴출(exit)내지는 보다 규모가 작은 시장으로 이전(relocation)할 수밖에 없는 환경이 조성된다. 다시 말해 기업의 생산성이 이질적일 때, 큰 시장에 집적해 있던 기업들 중에서 일정 기준이하의 생산성을 갖는 기업들은 해당 시장에서 ‘선별(selection)’되어 폐업(또는 퇴출)하거나 다른 작은 시장으로 이전할 수밖에 없게 되어, 해당 시장으로부터 도태되게 된다. 낮은 생산성을 갖는 기업들의 도태로 인해 해당 시장에서 매출, 기타 자원 등 잉여분이 발생하게 되며, 다시 이것이 남아있는 기업들에게 재분배된다. 이러한 선별의 결과 해당 지역 내 기업들의 평균 생산성은 높아지게 되는데, 이러한 평균 생산성 상승효과는 시장의 크기가 크면 클수록(다시 말해 경쟁의 정도가 강하면 강할수록) 커지게 된다.⁹⁾

이러한 선별효과는 이미 ‘산업’ 단위에서는 산업조직론 등에서 이론적·실증적으로 다루어져 왔지만, Melitz (2003)에 의해 국제무역이론에 적용, 무역자유화로 인한 산업 평균 생산성 증가를 제기한 이후, 국제무역과 신경제지리학 등에서도 무역과 경제지리적 현상을 설명하는데 활용되어 왔다. 특히 Syverson (2004)은 미국의 레디 믹스드(ready-mixed) 콘크리트 산업에 대한 실증적 연구를 바탕으로 분리된 국지적 시장에서 시장규모와 경쟁, 그리고 이로 말미암는 선별효과의 존재를 제시함으로써 이후 다양한 후속연구를 유인하였다.

반면 Baldwin and Okubo (2006a)은 다른 시각에서 생산성이 높은 기업들이 좀 더 큰 시장으로 정렬(sorting)해 나아가는 경향성과 그 동인을 보인 바 있다. Baldwin and Okubo (2006a)에 따르면, 선별과정과는 반대로, 경쟁력 있는 잠재 기업(높은 생산성으로 생산비용이 낮아 가격경쟁력이 있는 기업)은 큰 시장에서 사업을 시작(즉 진입)하거나 규모가 작은 시장으로부터 큰 시장으로 이전할 강한 유인을 갖는다. 다시 말해 큰 시장에 집적된 다른 기업과의 높은 경쟁에도 불구하고, 생산성이 상대적으로 높은 기업에게는 큰 시장은 매력적이다. 결국 이 시장으로의 진입(또는 이전)은 타 기업들과의

9) Syverson(2004)은 미국의 레디 믹스드(ready-mixed) 콘크리트 산업의 사례를 통해 확인하였다.

경쟁정도와 시장의 매력도(큰 매출을 창출할 수 있는 시장규모)를 비교하여 결정되게 되며, 그 결과로 보다 생산성이 높은 기업들이 보다 큰 시장에 입지하는 경향성을 갖게 된다는 것이다. 결국 큰 시장은 외부성이나 선별과정과 무관하게 생산성 높은 기업의 입지로 말미암아 평균 생산성이 높게 된다.¹⁰⁾ 결국 정렬효과도 역시 경험적으로 관측된 집적경제 현상의 또 다른 원천이라 할 수 있게 된다.

Baldwin and Okubo (2006a)가 제시한 이러한 정렬효과는 이후 Baldwin and Okubo (2006b), Okubo (2005, 2006), Okubo and Rebeyrol (2006) 등을 통해 전개되어 왔다. 이러한 전개과정은 주로 산업(또는 시장)으로 진입·탈퇴에 무게 중심을 둔 신무역이론과 기업의 이전에 초점을 둔 신경제지리학의 통합과정이라 할 수 있다. 앞서 언급한 Melitz (2003) 등의 연구는 주로 ‘산업’적 관점에서 진입·탈퇴만을, 반면 Baldwin and Okubo (2006a) 등은 ‘공간’적 관점에서 이전만을 모형화한 한계를 가지고 있었다. 이러한 분리는 진입·탈퇴를 단기적 현상으로, 이전을 장기적 현상으로 해석하여 포괄적인 모형을 제안한 Melitz and Ottaviano (2008)에 와서야 통합되었으며.¹¹⁾ 이후 후속연구들은 Melitz and Ottaviano (2008)를 따르고 있다. 이러한 전개의 연장선에서 Okubo, Picard and Thisse (2010)는 집적경제의 원천 중 정렬효과에 대해 한층 의미 있는 예측을 내놓았다. Baldwin and Okubo (2006a)에 의해 제시된 정렬의 개념은 생산성이 높은 기업의 큰 시장으로의 정렬, 즉 한 방향 정렬(one-sided sorting)을 의미한 것이지만, Okubo, Picard and Thisse (2010)는 이러한 일방의 정렬은 단지 특수한 조건에서의 특수한 사례일 뿐이라는 점을

10) 이는 결국 경험적으로 관측된 집적경제 효과 추정에 내생성이 있을 수 있음을 보여주는 것이라 할 수 있다. 일반적으로 집적경제 효과는 지역별 기업(또는 산업)의 집적변수(가령 기업이나 고용인의 수 등)가 해당 지역의 생산성에 미치는 영향정도를 회귀분석을 통해서 파악하게 되는데, 정렬효과가 존재한다면, 이미 시장규모가 큰 지역(또는 기업들이 집적해 있는 지역)의 기업들은 시장규모가 작은 지역보다 입지한 기업의 생산성 자체가 높기 때문에 집적경제 효과가 있는 것으로 오인될 수 있게 된다. 이를 경험적으로 보인 연구로서 Saito and Gopinath (2009)가 있다.

11) 큰 시장이 많은 기업을 끌어들이며, 이로 인해 경쟁이 심화됨을 보여준 바 있다. 다시 이러한 경쟁은 생산성이 낮은 기업을 퇴출시키게 된다. 이는 기업과 노동자의 평균 생산성이 큰 도시에서 높은 이유가 강력한 다윈의 자연선택과 같이 기업들이 경쟁에 의해 선택된 결과일 수 있음을 지적한다.

지적하였다. Okubo, Picard and Thisse (2010)에 따르면, 교역비용이 일정 수준 이상일 경우, 생산성이 높은 기업은 큰 시장으로 정렬하게 되지만, 이는 말 그대로 일정 수준 이상인 경우에 한정된 것이라 할 수 있다. 만일 교역비용이 충분히 낮아질 경우, 경쟁은 큰 시장에서 작은 시장으로까지 확대될 수 있게 되며, 이 경우 생산성이 낮은 기업의 입장에서는 상대적으로 경쟁력 있는 기업과의 경쟁에서 보호받을 수 있다는 작은 시장의 이점(merits)을 잃게 된다. 만일 이때 큰 시장의 규모가 경쟁으로 인한 손실의 위험을 만회할 만큼 충분히 크고, 그래서 매출신장의 가능성이 존재한다면, 자연스럽게 큰 시장으로 진입, 혹은 이전할 유인이 생기게 된다. 다시 말해 생산성이 낮은 기업도 큰 시장에 스스로 정렬하는 현상이 발생하게 되어, 큰 시장에 생산성이 높은 기업과 낮은 기업도 함께 정렬하는 양 방향의 정렬(two-sided sorting)현상이 발생할 수 있게 된다. 이러한 양 방향 정렬현상은 Okubo, Picard and Thisse (2010) 이후 Forslid and Okubo (2010)의 모형을 통해서 예측되었는데, 차이가 있다면, 후자는 전자와 달리 이러한 정렬의 방향성이 자본(또는 R&D) 집약도와 같이 산업 특정적 변수에 의해 결정된다는 점이다.¹²⁾

2.2.2. 집적경제에 대한 실증연구의 전개

지금까지 집적경제의 원천, 즉 외부성, 선별, 정렬에 대한 일반균형 모형에 기반 한 이론적 연구의 전개를 살펴보았다. 앞서 언급한 바와 같이 외부성으로서 집적경제 현상을 규명한 연구들은 자연스럽게 이론적인 접근 보다는 실증적 접근에 무게 중심이 있었다. 반면 선별이나 정렬 등은 Krugman (1991) 이후 등장한 신경제지리학에서 주로 가상적 공간을 이용한 (thought experiment)이 주된 접근이었다. 따라서 여기서 도출된 추측(conjectures)이 수용되어지기 위해서는 실증적 검증이 이루어질 필요가 있다. 그러나 실제 이루어진 실증적 연구는 필요성에 비해 취약한 것도 또한 현실이다.

12)Forslid and Okubo (2010)은 일본의 경우, 상당수 산업에서 단 방향 내지는 양 방향 정렬이 나타나고 있으며, 주로 자본 집약도가 높은 산업에서 양 방향 정렬이 발생함을 밝힌 바 있다.

우선 선별현상의 경우, 소규모 시장에서의 경쟁(가령 특정 지역의 소매점 간 경쟁)에서부터 국가단위의 무역자유화 효과에 이르기 까지 산업조직론이나 무역이론에 의거하여 매우 광범위한 연구가 이루어져 왔다.¹³⁾ 그러나 국지적 시장의 크기와 선별을 연결시킨 연구는 많지 않은데, 앞서 언급한 바 있는 미국의 레디 믹스드(ready-mixed) 콘크리트산업의 사례¹⁴⁾를 분석한 Syverson (2004)가 대표적이라 할 수 있고, Combes *et al.* (2009) 등이 그 후속연구로 수행된 바 있다. 반면, Baldwin and Okubo (2006a)에 의해 제기된 정렬현상의 경우, Saito and Gopinath (2009)에 의해 실증적 검증이 시도된 바 있지만, 한 방향 정렬 즉 생산성 높은 기업들이 큰 시장에 집적하는 현상만을 대상으로 했다는 한계가 있었다. 한편 양 방향 정렬현상을 예측한 비교적 최근 연구인 Okubo, Picard and Thisse (2010)나 Forslid and Okubo (2010) 이후, 이를 검증하려는 시도로서, Okubo and Tomiura (2010), Forslid and Okubo (2010), Okubo and Tomiura (2011) 등이 있다. 이들 연구는 선별, 단 방향 및 양 방향 정렬현상을 검증하기 위해서 기업 생산성 분포의 적률(moment), 특히 3차 이하의 적률인 평균, 분산, 왜도(skewness) 등을 활용하였다.

그러나 이러한 적률을 활용한 검증은 다음과 같은 이유로 인해 한계가 있다. 우선 양 방향 정렬현상은 단 방향 정렬현상과는 달리 명확하게 집적경제와 연결시킬 수 없다. 단 방향 정렬현상은 생산성이 높은 기업이 큰 시장에 정렬함으로써 큰 시장에서의 평균 생산성 상승에 기여함을 직관적으로 파악할 수 있다. 반면 양 방향 정렬의 경우 특정 시장의 평균 생산성에 미치는 효과를 직접적으로 유추하기가 어려운데, 이는 두 방향의 정렬정도의 상대적 크기에 의존

13) 이러한 연구사례는 Syverson (2011)나 Holmes and Schmitz (2010) 등을 참조하기 바란다.

14) 레디 믹스드(ready-mixed) 콘크리트의 경우 운반거리가 매우 제한적이어 해당산업의 생산규모는 분절된(fragmented) 국지시장의 규모에 의존적일 수밖에 없다. 가령 농촌지역이나 소규모 도시의 경우 단지 하나 내지 두 개의 업체만을 수용할 만한 시장이지만, 대도시의 경우 더 많은 수의 업체를 수용 가능하게 된다. 이로 인해 대도시 등 큰 시장에서의 업체는 작은 시장에 비해 보다 경쟁적인 상황에 노출되게 된다. Syverson (2004)은 미국 사례를 통해, 대도시 등 큰 시장에 입지한 업체들의 평균 생산성이 상대적으로 높다는 사실을 밝혀냈고, 그 원인이 큰 시장에서 경쟁적 환경으로 인해 생산성이 낮은 기업들은 채산성이 맞지 않아 퇴출되고, 생산성이 높은 기업만 살아남는 선별(selection) 효과가 그 원인임을 밝힌 바 있다.

적일 수밖에 없기 때문이다. 다시 말해 생산성 높은 기업들의 집적현상이 강하다면 평균 생산성에 긍정적인 효과를, 반면 생산성이 낮은 기업의 집적이 강하다면 부정적인 효과를 보일 수 있다. 결국 정렬현상은 집적경제 현상을 설명하기 위한 하나의 방편이 될 때 의미를 가진다는 점을 고려한다면, 단 방향과 달리 양 방향 정렬에서는 생산성 분포의 양편, 즉 생산성이 높은 기업과 낮은 기업의 집적정도(즉 밀도)의 상대적 크기를 파악하는 것이 필요하다. 그러나 적률을 활용한 실증연구로는 이를 파악할 수가 없다. 다시 말해 생산성 분포의 적률은 생산성 분포의 모양을 통해 간접적으로 집적경제의 원천을 추론할 수 있게 해주는 한계가 있다. 이는 그 동안 제기된 가설들을 검증하기 위해서는 좀 더 직접적으로 집적정도를 계측할 수 있는 새로운 측도가 필요하다는 사실을 역설하고 있다. 이러한 견지에서 본 연구는 그 동안 제기 되어 온 세 가지 집적경제 현상의 원천, 즉 외부성, 선별, 단 방향 및 양 방향 정렬효과를 통합 측정할 수 있는 측도를 제시하고, 이를 한국 제조업 사례에 적용하여, 실제 이러한 기제들이 작동하고 있었는지를 가늠해보고자 한다.

2.2.3. 상대밀도(relative density) 분포함수 제안

지금까지 집적경제 현상의 이면에 작동하는 기제를 규명하기 위한 그 동안의 이론적·실증적 연구 흐름을 살펴보았다. 이제 본 연구의 목적에 맞는 실증적 검증을 위한 선행 작업으로서, 집적경제의 원천을 파악하기 위한 개념적 틀을 검토해보고자 한다.

우선 집적경제 중 외부성 기여부분과 선별·정렬 기여부분 차이를 고려할 필요가 있다. 집적경제를 현상적으로는 기업의 공간적 분포, 특히 특정지역으로의 기업집적이 갖고 있는 해당지역 내 기업들의 관찰된 생산성에 ‘평균적’으로 미치는 긍정적 영향 정도로 해석할 수 있다. 여기서 핵심어(keyword)은 ‘평균적’이란 용어인데, 이는 집적경제 현상을 이해를 위한 말 그대로 열쇠가 되기 때문이다. 전통적으로 이해되어 온 집적경제는 집적지에 입지한 모든 기업들이 집적으로 말미암아 창발된 편익을 공통적으로 향유한다는 것이

전제되어 있었다. 개별 기업단위에서 우리는 편익 정도를 직접 측정할 수 있는 방법이 없는 관계¹⁵⁾로, 평균 편익을 추정하는 것에 머물러 왔다. 다시 말해 최소한 전통적으로 이해되어 온 집적경제는 외부성으로서의 집적경제로 해당 지역 내 입지해 있는 기업들이 공통적으로 누리는 평균적인 편익의 크기로 해석이 가능하게 된다.

반면 선별 혹은 정렬은 이와는 다른 함의를 지닌다. 이들도 집적경제 현상, 즉 집적지에 입지한 기업의 평균 생산성이 높다는 경험적 현상을 설명하기 위한 것이지만, 외부성과 같이 기업들이 공통적으로 일정의 편익을 공유하는 것으로 설명하지 않고 생산성 분포가 가지는 특성, 즉 1차 적률이 분포의 모양과 상관관계를 가지고 이로 인해 발현되는 현상이라 할 수 있다. 생산성과 같은 특정변수의 분포(보다 정확하게는 밀도분포)를 상정한다면 ‘평균’은 해당분포의 무게 중심점에 해당된다. 만일 동일한 범위에 있는 분포라 할지라도 해당분포가 대칭적이면서도 단봉형(unimodal)인 분포(가령 정규분포)와 비대칭이나 양봉형 내지 삼봉형 분포일 경우 각각 무게 중심이 변하게 되며, 평균도 다르게 된다. 생산성 분포의 하단(또는 좌측) 꼬리부분에 대한 절단(truncation)으로 해석될 수 있는 선별이나 상단(우측) 또는 하단(좌측) 꼬리부분에서의 높은 밀도로 해석되는 정렬은 모두 생산성 분포의 모양 차이로 인한 ‘평균’의 변화로 해석될 수 있다. 따라서 특정지역에서 외부성과 같이 공유되는 편익이 존재하지 않더라도, 집적지역의 생산성 분포 모양이 그렇지 않은 지역과 다르면, 생산성 평균값도 서로 다르게 산출되어, 집적이 생산성에 평균적으로 긍정적 영향을 주는 것으로 인식될 수 있다. 이러한 차이로 인해 외부성으로서의 집적경제 효과는 모든 지역의 생산성에 대해 특정분포(보통 일반적으로 정규분포)를 가정하여 분포의 조건부 평균을 찾아내는 모수적 회귀분석으로 추정이 가능한데 반해서, 선별 및 정렬효과는 분포의 모양에 관한 것으로서 동일한 틀 안에서 다루는 것이 어렵다.¹⁶⁾ 이처럼 집적경

15)물론 Combes *et al.* (2009)은 기업의 규모별로 향유하는 편익정도가 다를 수 있음을 지적한 바도 있다.

16)이러한 이해는 Gatto, Ottaviano and Paganini (2008), Combes *et al.*(2009), Forslid and Okubo (2010)에서 제시된 바 있다. 차이가 있다면 이들은 주로 이러한 이해를 바탕으로 분포의 적률을 활용하여 간접으로 선별 및 정렬의 유무를 파악했다면, 본 연구는 보다 직접적

제 중 외부성을 제외한 선별 및 정렬은 생산성 분포의 모양과 연관된 효과로서, 일반적인 회귀분석으로는 파악하는데 한계가 존재한다. 더욱이 실제 자료에서 관찰되는 직접경제 현상은 위에서 제시한 세 가지 효과가 온전히 구별되어 나타나기보다 섞여 있는 경우가 대부분이라 할 수 있다. 이로 인해 관찰된 집적경제 효과에서 이를 구성하는 각 효과를 분리해 내는 과정과 특히 선별 및 정렬과 같이 분포의 모양에서 그 효과를 판정해 낼 수 있는 적절한 방법이 필요하다. 본 연구는 이러한 맥락에서 기존의 적률 이용방법보다 직접적이면서도 직관적인 해석이 가능한 상대밀도 분포함수 활용 방법을 제시하고자 한다.

2.3. 상대밀도 분포함수 접근

2.3.1. 상대밀도 지수 설정

본 절에서는 집적경제 현상 이면에 대한 이론적 설명을 실증적으로 확인하기 위해, 기존연구의 ‘적률’을 활용하는 기법 보다 직관적이면서도 개념적으로 이론에 부합하는 측도를 제안해 보고자 한다. 앞서 언급한 바와 같이 외부성과 달리 선별 및 정렬은 결과적으로 생산성 분포의 모양과 연관되어 있다. 따라서 이론적 연구결과를 확인하기 위해서는 관찰된 생산성 분포의 모양을 구별할 수 있는 측도가 요구된다. 단순히 생산성 분포의 ‘적률’만으로는 생산성 분포의 관찰된 모양이 내포하고 있는 함의를 충분히 이끌어 내는데 한계를 가질 수밖에 없다. 이로 인해 본 연구는 Handcock and Morris (1999) 등이 제안한 상대밀도(relative density)의 개념을 살펴보고, 이를 기반으로 두 생산성 분포 간 모양의 상대적 차이를 기술(記述)할 수 있는 측도를 제안하고자 한다.

2.3.1.1. 상대밀도의 개념

Handcock and Morris (1999)등은 각각 확률밀도함수(또는 누적밀도함수)로 표시된 두 개의 확률분포를 비교하기 위해서 다음과 같이 상대밀도(relative density) 분포라는 새로운 확률밀도함수¹⁷⁾를 정의하였다. 우선 Y_0^i 을 지역 i 의 가상의 기업 모집단(hypothetical population)의 총요소생산성(이하 생산성) 관측치에 대한 확률변수(random variable)라 하자. 그리고 Y_0^i 을 생성한 모집단을 비교의 기준이 되는 모집단이라는 의미에서 준거 모집단(reference

17) Handcock and Morris (1999)은 상대밀도 분포를 나타내는 확률밀도함수를 정의역([0,1]) 전체에서 적분할 경우 1이 된다는 점을 들어 이를 하나의 확률밀도함수로 간주할 수 있다고 하였다.

population)¹⁸⁾이라 하고, 해당 모집단으로 $Y_0^i = y$ 일 확률을 확률밀도함수 (Probability Density Function: PDF) $f_0^i(y)$ 로, 이에 대응되는 누적확률밀도함수(Cumulative Density Function: CDF)를 $F_0^i(y)$ 로 기술하자. 한편 비교 대상이 되는 동일 지역의 실제 기업 모집단(comparison population)에서 생성된 생산성 관측치 확률변수를 Y^i 라 하고, $Y^i = y$ 일 확률을 확률밀도함수 $f^i(y)$ 로, 이에 대응하는 누적확률밀도함수(CDF)를 $F^i(y)$ 로 나타내자.

이제 i 지역의 가상의 기업 모집단 생산성 확률변수 Y_0^i 을 기준으로 실제 기업 모집단 생산성 확률변수 Y^i 의 등급변환(grade transformation)¹⁹⁾을 통해 다음과 같이 새로운 확률 변수 R^i 을 정의하고, Handcock and Morris (1999)을 따라 상대자료(relative data)라 지칭하자.

$$R^i = F_0^i(Y^i) \quad (2.1)$$

이제 $F_0^i(\cdot)$ 은 준거 모집단의 누적확률밀도함수로서, Y_0^i 대신 비교대상이 되는 모집단의 확률변수 Y^i 을 대입하여 산출(보다 정확하게는 변환)한 R^i 는 Y_0^i 을 기준으로 평가한 Y^i 의 상대적 순위(relative rank)²⁰⁾를 의미하며, 일종의 백분위수와 같이 $[0,1]$ 구간 내 값을 갖는 확률변수가 된다. 확률변수 R^i 역시 해당 정의역에서 확률밀도함수와 누적확률밀도함수를 정의할 수 있게 되며, 이들은 이를 구성하는 두 확률변수 Y_0^i 와 Y^i 의 확률밀도함수와 누적확률밀도함수의 조합으로 나타낼 수 있게 된다. 우선 앞서 제시된 정의에 따라 $R^i = r$ 보다 적을 확률은 다음과 같은 누적확률밀도함수로 나타낼 수 있다.²¹⁾

$$G^i(r) = F^i(F_0^{i-1}(r)) = F^i(Q_0^i(r)) \quad (\text{단, } 0 \leq r \leq 1) \quad (2.2)$$

18)이후 하첨자 0는 별다른 언급이 없어도 준거 모집단 또는 준거 모집단과 관련된 변수임을 나타낸다.

19)등급변환과 관련된 자세한 사항은 Cwik and Mielniczuk (1989)을 참고하기 바란다.

20)좀 더 쉽게 표현하자면, $Y^i = y$ 일 때 이 y 는 Y_0^i 에서 실현될 수 있는 값들 중 어느 정도 위치(순위)가 되는지를 나타낸 것이라 할 수 있다.

21)Handcock and Morris (1999)은 R^i 의 실현치(realization) r 를 상대자료(relative data)의 확률변수로 지칭한 바 있다. 본 연구도 이들의 표현법을 따라 상대자료로 지칭하고자 한다.

여기서 $F_0^{-1}(r) = \inf_y \{y | F_0^i(y) \geq r\} \equiv Q_0^i(r)$ 이며, $Q_0^i(r)$ 은 준거 모집단에 대한 r 분위함수(quartile function)를 나타내는 것이다. 한편 $R^i=r$ 일 확률을 나타내는 확률밀도함수는 $G(r)$ 의 r 에 대한 도함수(derivative function)로서 다음과 같아지게 된다.

$$g^i(r) = \frac{f^i(Q_0^i(r))}{f_0^i(Q_0^i(r))} \quad (\text{단, } 0 \leq r \leq 1) \quad (2.3)$$

여기서 $Q_0^i(r) = y_r$ 즉 가상의 준거 기업 모집단에서 r 번째 분위에 해당하는 생산성 값을 y_r 이라고 한다면, 식 (2.3)은 다음과 같게 변환이 가능하게 된다.

$$g^i(r) = \frac{f^i(y_r)}{f_0^i(y_r)} \quad (\text{단, } y_r = Q_0^i(r)) \quad (2.4)$$

결국 식 (2.4)을 통해 R^i 의 확률밀도함수가 동일한 생산성 관측치 y_r 에 대한 두 모집단으로부터 생성된 두 확률변수 Y_0^i 와 Y^i 의 확률밀도의 비율임을 알 수 있게 된다. 또한 이로 인해 확률밀도함수 $g^i(r)$ 은 동일한 생산성에 대한 준거 모집단에 대비한 비교 대상 모집단의 상대적 (확률)밀도(relative probability) density; 줄여서 상대밀도)라 할 수 있다.²²⁾ 이제 본 연구의 대상인 기업 모집단에 적용하게 되면, i 지역에 설정된 가상의 생산성 분포에 대비된 실제 생산성 분포의 상대적 밀도(즉 상대적 기업비중)의 크기를 나타내는 새로운 분포로서, 만일 두 분포가 일치할 경우 구간 $[0,1]$ 에서 균일분포(uniform distribution)를, 차이가 날 경우 이러한 균일분포에서 이격되는 특성을 지니고 있다고 할 수 있다.²³⁾

22)함수 F^i 와 F_0^i 이 공통의 정의역을 가지고, 해당 구간에서 연속이라면, $G^i(r)$ 와 $g^i(r)$ 모두 구간 $[0,1]$ 에서 연속이 된다.

23)누적밀도함수의 경우 (0,0)과 (1,1) 사이에 45° 선이 되게 된다.

2.3.1.2. 상대밀도를 활용한 위치 및 모양효과 분리

사실 주어진 두 분포 간의 차이는 위치(location)의 차이와 모양(shape)의 차이로 구성되어 있다고 할 수 있다. 만일 비교대상이 생산성 분포가 단순히 준거 기업 모집단의 생산성 분포와 위치적으로만 차이가 있는 것이라면, 두 분포 간의 차이를 단순히 이러한 위치상의 차이만으로 요약이 가능하다. 그러나 만일 위치 간의 차이를 조정해 준 이후에도 여전히 분포 간에 차이가 존재하다면, 이는 규모(scale)나 왜도(skewness)나 첨도(kurtosis) 또는 이외의 다른 분포상의 특징이 포괄적으로 반영된 분포의 모양의 차이에서 기인한 것이라 해도 무방할 것이다. 물론 어느 한 측면에서의 차이만 존재한다면 이를 확인하는 것은 그리 어려운 작업은 아닐 수 있다. 그러나 실제 실증 분석 시 관찰되는 분포 간의 차이는 보통 이러한 요소들이 뒤섞여 있는 경우가 보다 일반적이다. 이로 인해 이를 분리해 낼 수 있다면 특히 본 연구와 같이 분포의 위치(외부성 효과) 보다 분포의 모양(선별 및 정렬)에 관심을 갖고 있을 경우, 유용할 수 있다. 다행스럽게도 앞서 제시한 상대밀도의 개념은 이러한 분리에 요긴한 바탕을 제공해준다고 할 수 있다.

상대밀도 분포에서 위치 차이로 인한 효과와 모양의 차이로 인한 효과를 분해하는 작업은 다음과 같다. 우선 Y_{0L}^i 은 비교대상 모집단과 동일한 중앙값을 갖도록 위치를 조정한 준거 모집단의 확률변수²⁴⁾이라고 하자. 만일 Y_{0L}^i 가 이렇게 정의 될 수 있다면, 앞서 제시한 확률변수 Y_0^i 와 Y^i 사이에 각각 다음과 같이 상대밀도를 구할 수 있게 된다. 우선 Y_0^i 을 기준으로 한 Y_{0L}^i 의 상대자료는 $R_0^{i0L} = F_0^i(Y_{0L}^i) = F_0^i(Y_0^i + \rho)$ 로 나타낼 수 있게 되며, 이때 R_0^{0L} 은 두 분포가 동일한 위치(중앙값)를 가지고 있을 경우 균일분포를 갖게 된다. 반면 Y_{0L}^i 을 기준

24) 위치 조정한 확률변수 $Y_{0L}^i = Y_0^i + \rho$ (단, $\rho = \mu_{Y^i} - \mu_{Y_0^i}$, μ_* 은 해당 확률변수의 중앙값)로 정의한다. 이렇게 정의되면, Y_{0L}^i 의 누적확률밀도함수는 $F_{0L}^i(y) = F_0^i(y - \rho)$ 가 되며, 비교대상 모집단의 위치(중앙값)를 가지고 있으나 모양은 준거 모집단의 것과 같은 또 하나의 가상적인(hypothetical) 확률분포가 된다.

으로 한 Y^i 의 상대자료는 $R_{0L}^i = F_{0L}^i(Y^i) = F_{0L}^i(Y^i - \rho)$ 로 나타낼 수 있는데, 이때 R_{0L} 은 이미 두 분포 간에 위치 차이가 보정되었기 때문에, 분포 간에 모양의 차이가 없을 경우는 역시 균일분포를 갖게 된다. 결국 확률변수 R_{0L}^i 가 확률변수 R_0^{i0L} 을 기준으로 한 R^i 의 상대자료가 되기 때문에, 결국 R_{0L}^i 와 R_0^{i0L} 를 통해 확률변수 Y_0^i 을 기준으로 한 Y^i 의 상대자료가 정확하게 분해(exact decomposition)되게 된다. 이는 식(2.4)와 같이 확률밀도의 비율, 즉 상대밀도로 다음과 같이 나타낼 경우 보다 명확해 진다고 할 수 있다.

$$g^i(r) = \frac{f^i(y_r)}{f_0^i(y_r)} = \frac{f_{0L}^i(y_r)}{f_0^i(y_r)} \times \frac{f^i(y_r)}{f_{0L}^i(y_r)} \quad (2.5)$$

다시 말해 전체적인 상대밀도는 위치 차이로 인한 상대밀도와 모양의 차이로 인한 상대밀도의 곱으로 표현될 수 있다는 것이다. 이때 식(2.5)에서 각각 위치로 인한 상대밀도를 g_0^{i0L} 로 모양으로 인한 상대밀도를 g_{0L}^i 라고 한다면, 식(2.5)는 다음과 같이 다시 쓸 수 있게 된다.

$$g^i(r) = g_0^{i0L}(r) \times g_{0L}^i(r') \quad (\text{단, } 0 \leq r, r' \leq 1) \quad (2.6)$$

여기서 $r' = F_0^{i0L}(r)$, 즉 주어진 생산성 관측치 y_r 에 대한 준거 모집단에서의 백분위수 r 에 대응되는, 위치가 조정된 상대자료 R_0^{i0L} 에서의 동일한 생산성 관측치의 백분위수를 나타낸다. 제시된 식(2.5)과 식(2.6)과 같은 상대밀도의 분해는 집적경제 현상의 이면의 기제 들을 실증적 검증이라는 본 연구의 목적에 비추어 봤을 때 매우 유용한 시사점을 준다고 할 수 있다.

우선 앞서 언급한 바와 같이 전통적으로 고려되어 온 외부성으로서의 집적 경제는 생산성 분포의 위치상의 차이로 해석이 가능해진다. 다시 말해 집적지의 기업들이 집적의 편익을 공유하고 있고, 이는 보통 평균적인 효과로서 나타나기 때문에, 만일 집적의 정도(또는 시장의 크기)가 서로 다른 두 지역 간 생산성 분포의 위치(즉 평균) 상의 차이는 다른 조건이 일정할 경우, 이러한 외부성에 의한 집적경제 효과로 해석할 수 있게 된다. 반면 선별 및 정렬의 경우

는 분포 간 모양, 특히 생산성 분포에서 특정 범위 내의 생산성을 보이는 기업의 비중(또는 밀도)의 차이로 확인될 수 있다. 우선 선별의 경우 모든 조건이 일정할 때 지역 간에 생산성이 낮은 기업들의 비중(밀도)이 상대적으로 낮은 경우인 반면, 단 방향 정렬의 경우 생산성 높은 기업들의 비중이 높은 경우, 양 방향 정렬은 생산성 높은 기업과 낮은 기업 모두에서의 높은 경우이며, 이들의 강도는 이 비중의 상대적 크기로서 환원될 수 있게 된다. 또한 앞서 언급한 바와 같이 집적경제 현상을 구성하는 이러한 요인들은 일반적으로 혼재되어 있어, 실제 관찰된 자료를 통해서 상호간의 기여정도가 불분명하지만, 식(2.5)~(2.6)과 같이 분해될 수 있다면, 순수하게 각 요인 특히 선별 및 정렬과 같이 일반적인 회귀분석 등의 기법으로는 파악하기 어려운 요인의 영향정도를 식별할 수 있게 된다. 다만 식(2.5)~(2.6)을 통해서 도출된 결과물은 ‘분포’를 기술한 함수형태인 관계로 이를 직접 자료에 적용, 지역 간 특성과 연계시켜 분석하는데는 어려움이 있다. 다음 절에서는 이러한 분포함수를 보다 조작 가능하도록 적절한 측도에 대해 검토하고자 한다.

2.3.1.3. 상대적 중앙값 양극화 지수(median relative polarization index)

사실 분포 간 위치의 차이만이 존재할 경우 이를 기술하는 것은 매우 단순하다. 보통 단순히 해당 분포의 평균이나 중앙값과 같은 중심화 경향지수를 활용하여 그 차이를 표현하는 것으로 충분하기 때문이다. 그러나 분포 간 모양의 차이는 그렇게 단순하지 않다. ‘모양(shape)’이라는 용어 자체가 매우 다면적이면서도 애매모호한 용어인 관계로 이에 대한 표현할 수 있는 포괄적이면서도 적절한 측도가 무엇인지에 대한 명확한 기준은 없다. 다만 연구의 목적이나 편의를 감안하여 적절한 지수를 선택하게 되며 일반적으로는 분산, 왜도, 첨도 등의 2차 이상의 적률을 활용하는 것이 일반적이다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 생산성 분포의 모양 중 선별이나 정렬 효과는 이러한 적률로서 기술하는 데는 분명 한계가 존재한다. 오히려 이러한 효과들은 생산성 분포 간의 밀도(기업 비중)의 상대적 차이를 통해 구현하는 것이 보다 직관적이며, 이로

인해 위치상의 차이가 제거된 밀도의 상대적 크기를 표현한 식(2.6)의 $g_{0L}^i(r')$ 가 매우 적절한 재료가 될 수 있다. 다만 $g_{0L}^i(r')$ 는 정의역 구간 $[0,1]$ 에 정의된 함수인 관계로 이를 활용한 보다 고차적인 분석은 한계가 있을 수밖에 없게 된다. 이 분포를 본 연구의 목적에 맞게 적절하게 요약할 수 있는 통계량이 있다면, 이러한 한계를 넘는 것이 가능할 수 있을 것을 생각된다.

본 연구는 이를 위해 Handcock and Morris (1999)이 제안한 상대적 중앙값 양극화지수(median relative polarization index: MRP)을 응용하고자 한다. 우선 $g_{0L}^i(r')$ 와 같이 위치효과가 조정된 상대밀도의 분포가 존재한다고 할 때, 해당 상대밀도의 분포가 균등분포일 경우 분포 간의 동일성을 나타내주기 때문에, 상대밀도 분포가 균일분포로서 이격된 정도를 측정하는 통계량이나 분포의 위쪽 꼬리(upper tail)나 아래쪽 꼬리(lower tail) 또는 양 꼬리에서 이격된 정도를 강조하는 측도를 고려해 볼 수 있다. 이에 대해 Handcock and Morris (1999)은 비모수적인 중앙값 절대편차(median absolute deviation)을 응용한 다음과 같은 상대적 중앙값 양극화지수(median relative polarization index; MRP)를 제안한 바 있다.

우선 중앙값을 조정해 준 $R_{0L}^i = F_0^i(Y^i - \rho)$ (단 $\rho = Q^i\left(\frac{1}{2}\right) - Q_0^i\left(\frac{1}{2}\right)$)은 두 분포의 중앙값이 같아졌기 때문에 R_{0L}^i 의 중앙값이 $\frac{1}{2}$ 이 되게 이다. 이때 Y_0^i 에 대한 Y^i 의 상대적 중앙값 양극화지수((median relative polarization index; MRP)를 다음과 같이 정의할 수 있게 된다.

$$MRP^i(F^i; F_0^i) = 4E\left(\left|R_{0L}^i - \frac{1}{2}\right|\right) - 1 = 4 \int_0^1 \left|r' - \frac{1}{2}\right| g_{0L}^i(r') dr' - 1$$

이러한 MRP는 위치가 조정된 상대밀도 분포의 중앙값을 기준으로 평균적인 절대편차로서, -1에서 1사이의 범위를 갖게 된다. 이러한 측도는 상대밀도 분포의 밀도 값 g_{0L}^i 에 중앙값으로 부터의 거리 $\left|r' - \frac{1}{2}\right|$ 로 가중하여 평균 한 것으로서, 결국 중앙에 있는 밀도보다 위쪽 및 아래쪽 꼬리의 밀도에 보다 큰

무게를 주어 반영하게 된다. 또한 주어진 스케일링(scaling)으로 0값은 양 분포 간에 모양상의 차이가 없음을, 양수인 경우 보다 양극화(다시 말해 분포의 꼬리 쪽이 증가함)되어 있음을, 반면 음수인 경우 상대적으로 덜 양극화(다시 말해 분포의 중심으로 수렴함)되어 있음을 나타낸 것으로 해석할 수 있게 된다.²⁵⁾ 다시 말해 이 지수의 값이 커지면 커 질수록 준거분포에 비해 비교대상인 분포의 밀도가 보다 중심에서 꼬리방향으로 비례적으로 쏠려있고, 반대로 작으면 작을수록 반대방향으로 쏠려했다고 해석이 가능하게 된다.²⁶⁾²⁷⁾ 결국 이 지수를 활용할 경우 상정된 생산성 분포 간 모양의 차이를 어느 ‘방향’으로 어느 ‘정도’ 밀도(즉 기업비중)가 쏠려 있는지를 가늠해 볼 수 있게 된다. 그러나 이것만으로는 본 연구가 고려하고 있는 선별이나 정렬을 평가하는데 한계가 있다. 왜냐하면 MRP에서 제시해 주는 방향의 지향점은 단지 중심 내지는 꼬리일 뿐, 생산 높은 기업들을 나타내는 꼬리인지 아니면 생산성이 낮은 기업들을 나타내는지 불분명하게 된다. 또한 밀도의 이동 정도도 만일 상·하단 쌍방향에서 이동한 정도가 서로 다를 경우 상쇄효과가 발생하여 이를 분명히 파악하는 데는 한계가 있다. 무엇보다 전체 분포를 대상으로 한 지수이기 때문에 분포의 세부적인 구간 별 차이도 반영할 수 없게 된다. 하지만 다행히도 MRP는 전체 정의역을 구간별로 나눌 수 있는데, 가령 중앙값을 중심으로 상위나 하위로 분해하거나 또는 다음과 같이 분포를 제 1~4사분위

25)만일 F 와 F_0 간의 차이가 단지 위치상의 차이라면(다시 말해 특정 ρ 값에 대해 $F_0(y) = F(y + \rho)$ 이라면), g_{0L} 은 균일분포가 되며, $MRP(F; F_0)$ 은 영(零)이 되는데, 이는 F 와 F_0 간의 차이 중에 분포의 모양 상의 차이에 기인한 것은 없다는 것을 의미하게 된다.

26)가령 밀도의 순 차이를 δp 로, 분포의 꼬리로의 거리(단위거리)를 d 라고 한다면, MRP의 값은 $4d\delta p$ 가 되게 된다. 예를 들어 MRP 값이 0.1이 된다면, 분포의 중심에서 상위 분위나 또는 하위 분위로 10%정도 이동했다는 것과 같은 의미가 되게 된다.

27)이러한 해석상의 이점 이외에도 MRP는 몇 가지 유용한 성질을 더 가지고 있다. 우선 MRP는 $MRP(F; F_0) = -MRP(F_0; F)$ 라는 의미에서 대칭적이라 할 수 있다. 이는 이 지수가 F 와 F_0 중 어떠한 분포를 준거분포로서 선택하든 값이 변하지 않게 됨을 의미한다. 두 번째로 만일 두 분포의 중앙값이 동일하다고 한다면, 해당 분포의 단조변환(monotone transformation)하더라도 결과에 영향을 미치지 않게 된다. 다시 말해 만일 $h(\cdot)$ 가 Y_0 의 정의역(support)에서의 단조함수라고 한다면, $h(Y_0)$ 에 대한 $h(Y)$ 의 MRP는 Y_0 에 대한 Y 의 MRP가 같게 된다. 이는 이 지수가 로그값을 취한 값에 적용한 값이나 원 값에 적용한 값이나 동일하는 의미가 된다.

수를 기준으로 4등분하여 각 구역별로 분해할 수 있게 된다.

$$1QRP^i(F; F_0) = 4E\left(\left|R_{0L} - \frac{1}{2}\right| \middle| R_{0L} \leq \frac{1}{4}\right) - 1 = \frac{32}{3} \int_0^{\frac{1}{4}} \left|r' - \frac{1}{2}\right| g_{0L}^i(r') dr' - 1$$

$$2QRP^i(F; F_0) = 4E\left(\left|R_{0L} - \frac{1}{2}\right| \middle| \frac{1}{4} < R_{0L} \leq \frac{1}{2}\right) - 1 = 32 \int_{\frac{1}{4}}^{\frac{1}{2}} \left|r' - \frac{1}{2}\right| g_{0L}^i(r') dr' - 1$$

$$3QRP^i(F; F_0) = 4E\left(\left|R_{0L} - \frac{1}{2}\right| \middle| \frac{1}{2} < R_{0L} \leq \frac{3}{4}\right) - 1 = 32 \int_{\frac{1}{2}}^{\frac{3}{4}} \left|r' - \frac{1}{2}\right| g_{0L}^i(r') dr' - 1$$

$$4QRP^i(F; F_0) = 4E\left(\left|R_{0L} - \frac{1}{2}\right| \middle| \frac{3}{4} < R_{0L}\right) - 1 = \frac{32}{3} \int_{\frac{3}{4}}^1 \left|r' - \frac{1}{2}\right| g_{0L}^i(r') dr' - 1$$

위의 식에서 쉽게 확인할 수 있듯이, 이 지수들은 전체적인 양극화지수 MRP를 다음과 같이 분해한 것이라 할 수 있게 된다.

$$MRP^i(F; F_0) = \frac{3}{8}1QRP^i(F; F_0) + \frac{1}{8}2QRP^i(F; F_0) + \frac{1}{8}3QRP^i(F; F_0) + \frac{3}{8}4QRP^i(F; F_0)$$

결국 각 사분위 RP 지수는 상대밀도 분포에서 사분위 구간이 중앙값 지수에 대한 기여도라 할 수 있게 된다. 또한 각 사분위 RP지수는 MRP와 유사한 성질을 공유한다. 우선 그 범위가 -1에서 1 사이 값을 가지며, 또한 유사하게 해석될 수 있는데, 만일 양수 값을 가지면 상대적으로 보다 꼬리 쪽(또는 꼬리 쪽에 가까운 쪽)이 두터운 것으로, 반면 음수 값을 가지면 분포의 중심으로(또는 중심에 가까운 방향으로) 보다 수렴된 것을 나타낸 것이라 할 수 있다. 역시 상대밀도 분포의 모양이 해당구간에서 균일분포를 따른다면, 역시 0이 되게 된다. 이렇게 측정된 1QRP, 2QRP, 3QRP, 4QRP 등 각 사분위 상대 양극화 지수는 특히 이중에서 생산성 분포의 양끝 부분의 모양을 기술하는 1QRP와 4QRP가 본 연구에서 측정하고자 하는 선별이나 정렬효과를 드러내는데 적절한 측도라고 생각된다. 이를 보다 구체적으로 또한 실증적으로 측정하기 위한 전략은 다음절에서 소개하고자 한다.

2.3.1.4. 실증분석으로의 적용

본 연구는 집적경제 현상의 원천 중 특히 선별 및 정렬현상에 대한 실증적 검증을 위해 앞서 제시한 상대적 양극화 지수, 그 중에서도 특히 생산성 분포를 사분위수를 기준으로 구획하여 각 지수를 산정하여 활용하고자 한다. 이를 위한 보다 구체적인 전략은 다음과 같다.

매우 당연한 것이지만 $1QRP$, $2QRP$, $3QRP$, $4QRP$ 각 사분위 상대 양극화 지수를 산정하기 위해서는 상대밀도 분포함수 $g_{0L}^i(r')$ 을 먼저 추정해야 하며, 또한 이를 위해서는 먼저 두 가지 분포 즉 비교의 기준이 되는 준거분포와 비교의 대상이 되는 분포를 설정하는 것이 필요하게 된다. 앞서 언급한 바와 같이 본 연구의 목적은 집적경제 현상의 원천, 그 중에서도 분포의 모양과 관련되어 정의되는 선별과 정렬효과를 확인하는 것이다. 이를 위해서는 기업의 생산성 분포 및 집적의 정도 등을 포함하는 지역특성과의 상관관계를 규명해야 하는데, 이로 인해 충분한 표본규모를 고려하면서, 이러한 특성변수들을 확보할 수 있는 지역구분 단위가 필요하게 된다. 본 연구에서 활용하는 기본단위를 시군구 단위로 설정하였는데, 이는 이 보다 큰 광역자치단체 단위에서는 충분한 표본추출이 어렵다는 점에서, 이 보다 작은 읍면동 단위에서는 기업의 생산성 분포를 구할 수 없는 경우가 많다는 점에서 적절할 것으로 생각된다. 이렇게 설정된 시군구 단위로 각 산업별²⁸⁾ 해당지역에 입지하고 있는 기업들의 총요소생산성이 분석의(그래서 비교의) 대상이 된다.

한편 이러한 시군구 단위에서의 기업 총요소생산성 자료를 기반으로 비교 대상 분포가 설정된다면 이를 비교할 수 있는 적절한 준거분포가 설정되어야 한다. 이때 고려되어야 할 사항이 바로 외부성으로서의 집적경제 효과로서, 이것과 분포모양과 관련된 효과를 분리해 내기 위해 다음과 같이 준거분포를 설정하였다. 우선 외부성 효과가 지역 간에 존재하는 생산성 평균의 차이에 반영된다는 전제하에, 측정된 시군구별 총요소생산성 자료를 활용하여,

28)본 연구에서의 산업은 sic기준 2digit단위에서의 산업을 지칭한다.

각 지역별 생산성 평균과 분포를 산출하였다. 그리고 이와 동일한 평균과 분산을 가지는 정규분포(normal distribution)로부터 10,000개의 난수(random number)를 생성하였다. 이 경우 생성된 난수의 분포는 해당 지역 생산성의 평균과 분산이 동일한 정규분포에 근사됨으로서 위치(즉 평균) 차이에 반영된 외부성 효과를 제거한 채로 직접 관찰된 각 지역의 기업 생산성 분포와 가상의 정규분포의 모양을 가지는 분포 사이에서 '모양의 차이'를 비교할 수 있게 된다. 이렇게 설정된 두 분포를 통해 전국 시군구 각각의 상대밀도 $g^i(r)$ 와 두 분포의 중앙값을 일치시켜준 후 산출한 $g_{0L}^i(r')$ 을 기반으로 해서, 각 지역별 MRP^i 및 각 사분위별 RP^i 를 산정하게 된다.

이러한 설정방법은 몇 가지 장점이 있다. 우선 앞서 언급한 바와 같이 집적경제 현상으로부터 외부성 효과를 제외하고 분포의 모양으로 인한 효과만을 분리 정제하는데 용이하다. 동일한 평균을 갖는 준거분포로 인해 각 지역에서 관찰된 생산성 분포와의 비교에는 지역적인 평균 생산성의 차이에 배태(胚胎)되어 있는 외부성 효과가 자연스럽게 제외되게 된다. 또한 각 시군구 지역에 대해 동일한 비교기준(정규분포)이 적용되기 때문에 각 지역에서 산출된 MRP 및 각 사분위별 RP 지수를 직접 비교가 가능하게 된다. 이들 지수들의 근간이 되는 상대밀도는 실제 자료로부터 생성된 분포와 함께 비교의 기준이 되는 준거분포를 요구하게 되기 때문에, 지역별로 산출된 지수들을 동일 선상에서 비교하기 위해서는 비교 기준을 통일할 필요가 있다. 특히 이들 지수가 분포의 모양을 기술하기 위한 측도라는 점에서 모양과 관련하여 비교기준을 통일하여야 지역별로 비교가 가능하게 된다. 이러한 점에서 본 연구의 설정은 해당 지역의 실제 생산성 분포와 평균과 분산이 동일한 정규분포를 준거분포로 삼아, 만일 각 지역의 생산성 분포가 잠재적으로 정규분포라고 가정했을 경우 실제 분포의 모양이 바로 이 정규분포의 모양과 어떻게 얼마나 다른지를 평가하게 된다. 다시 말해 정규분포의 모양이 비교기준이 되는 것이다.

이를 좀 더 구체적으로 살펴보기 위해, 가령 1QRP를 예로서 살펴보자.

1QRP은 특정지역의 실제 생산성 분포와 동일한 평균과 분산을 가진 정규분포를 4등분하여 1사분위수 이하의 생산성을 갖는 기업의 비중을 비교를 통해 산출한 지수이며, 이는 만일 해당지역의 생산성 분포가 평균(위치)와 분산(규모)가 실제와 동일하지만, 단지 모양만 정규분포라 가정을 했을 때 해당구간에서 실제 분포가 얼마나 이격(離隔)되었는지를 평가하는 것으로 해석될 수 있다. 또한 만일 임의의 두 개 지역 i 와 j 에 대해서, 각 지역은 평균과 분산은 다를 지라도 모양은 동일한 정규분포로서, 1사분위 이하의 구간에서 측정된 1QRP가 $1QRP^i \geq 1QRP^j$ (또는 $1QRP^i \leq 1QRP^j$)일 경우, 이는 해당지역의 실제 분포의 모양이 i 지역이 j 지역에 비해 정규분포를 기준으로 꼬리쪽 밀도가 더 높다(또는 더 낮다) 즉 i 지역이 j 지역에 비해 정렬효과(또는 선별효과)가 상대적으로 강하다고 해석할 수 있게 된다. 이러한 특성은 아래 제시될 지역특성 변수와의 회귀분석에 매우 유용한 함의를 제공한다. 만일 임의의 두 지역 i 와 j 에 대해서 임의의 기업 집적변수간의 관계가 $ag^i \geq ag^j$ 일 경우, 해당 $1QRP^i \leq 1QRP^j$ 의 관계가 우세하게 성립된다면 선별효과를, 반대로 $1QRP^i \geq 1QRP^j$ 일 경우 해당구간에서의 정렬효과를 추측할 수 있기 때문이다. 이러한 추측은 향후 회귀분석을 통해 좀 더 자세히 살펴보도록 하겠다.

2.3.2. 가설설정

2.3.2.1. 집적경제 현상의 세 가지 원천 검증

앞서 언급한 바와 같이 집적경제 현상은 한 마리로 요약하면 특정지역에서의 기업들의 집적이 해당지역에서의 기업들의 성과 특히 생산성에 미치는 긍정적인 효과인 관계로, 이는 지역단위에서의 기업의 집적정도를 나타내는 변수(또는 변수벡터)와 해당지역의 집계생산성 내지는 평균생산성 변수와의 상관관계를 회귀분석을 통해 확인함으로써 검증할 수 있게 된다.²⁹⁾ 그리고 지역 및 도시경제학이

29)그 동안 이루어져 온 집적경제 효과 검증과 관련한 실증분석에 대한 보다 자세한 설명은 Graham and Kim (2008), Melo, Graham and Noland (2009) 등을 참조하기 바란다.

나 경제지리학적 전통은 이렇게 실증적으로 검증된 양 변수간의 양의 상관관계가 주로 앞서 상술한 바 있는 외부성에서 기인한 것으로 설명해 왔다.³⁰⁾

그러나 이러한 전통에 대해 신경경제지리학은 산업조직론적인 관점과 일반균형모형에 기반 하여 이러한 집적경제 현상 이면에 존재하는 기제를 보다 경제학적인 언어를 통해 기술하였으며, 그 결과 앞서 설명한 바 있는 선별이나 정렬 등의 기제의 존재를 예측하였다. 이러한 신경경제지리학적 추측은 전통적인 외부성과 관련된 검증에 비해서 그다지 시원하게 검증되지 않고 있는 것이 현실인데, 물론 시간적으로도 최근에 등장한 요인도 무시할 수 없지만, 기존에 관례적으로 활용되어온 회귀분석 기법으로는 이를 충분히 담아내는데 한계가 있기 때문인 것으로 보는 것이 보다 타당할 것이. 이러한 점을 고려하여 본 연구는 앞서 제시한 바와 같이 상대밀도에 근거한 상대적 중앙값 양극화지수(MRP)의 변형인 사분위별 상대적 양극화지수(QRP)를 활용한 검증을 시도하고자 한다.

우선 전통적인 외부성으로서의 집적경제 효과는 다음과 같은 형태로 검증이 가능하게 된다(Graham and Kim, 2008; Melo, Graham and Noland, 2009).

$$m_{st}^i = \alpha^{(m)} ag_{st}^i + X_t^i \beta^{(m)} + \epsilon_{st}^{i(m)} \quad (2.6)$$

여기서 m_{st}^i 는 t 시점에 i 지역에 입지한 s 산업 기업들의 생산성 분포의 위치를 나타는 측도(평균 또는 중앙값)를 나타내며, ag_{st}^i 는 동일시점, 동일지역, 동일산업 내 기업들의 집적정도를 나타는 변수(벡터)를, X_t^i 는 집적변수를 제외한 해당 지역의 특성변수를 그리고 $\epsilon_{st}^{i(m)} (\sim N(0, \sigma_m))$ 은 오차항을 의미한다. 또한 식 (2.6)에서 다른 지역적 요인의 효과를 제어해 주었을 경우, 생산성 분포의 위치와 집적변수 ag_{st}^i 와의 관계는 $\alpha^{(m)}$ 로 파악할 수 있게 되며, 통계적으로 유의미하게 $\alpha^{(m)} \geq 0$ 인 경우에는 외부성으로서의 집적경제 효과가 존재함을 보일 수 있다.

30)이로 인해 이 분야의 최근연구는 이러한 외부성 중 어떠한 외부성이 보다 상대적으로 의미 있고, 우월적인지를 평가하는데 맞추어진 것도 사실이다. 이와 관련된 연구로는 Ellison, Glaeser and Kerr (2007)가 있다.

반면 외부성과는 별도로 선별이나 정렬 등의 효과는 다음과 같이 본 연구를 통해 제시된 일련의 선형식들을 통해 검증이 가능하게 된다.

$$\begin{aligned}
 1QRP_{st}^i &= \alpha^{(1Q)} ag_{st}^i + X_t^i \beta^{(1Q)} + \epsilon_{st}^{i(1Q)} \\
 2QRP_{st}^i &= \alpha^{(2Q)} ag_{st}^i + X_t^i \beta^{(2Q)} + \epsilon_{st}^{i(2Q)} \\
 3QRP_{st}^i &= \alpha^{(3Q)} ag_{st}^i + X_t^i \beta^{(3Q)} + \epsilon_{st}^{i(3Q)} \\
 4QRP_{st}^i &= \alpha^{(4Q)} ag_{st}^i + X_t^i \beta^{(4Q)} + \epsilon_{st}^{i(4Q)}
 \end{aligned} \tag{2.7}$$

여기서 $\epsilon_{st}^{i(1Q)} (\sim N(0, \sigma_{1Q})), \epsilon_{st}^{i(2Q)} (\sim N(0, \sigma_{2Q})), \epsilon_{st}^{i(3Q)} (\sim N(0, \sigma_{3Q})), \epsilon_{st}^{i(4Q)} (\sim N(0, \sigma_{4Q}))$ 는 모두 해당 모형의 오차항을 의미한다. 만일 특정지역에서의 집적정도가 해당지역 내 시장에서의 경쟁과 비례적 관계를 가지고 있다면, 해당지역에서 생산성이 낮은 기업들(보다 정확하게는 1사분위수 이하의 생산성을 가진 기업들)의 상대적 비중이 비례적으로 유의미하게 낮아질 경우, 즉 $\frac{\partial 1QRP_{st}^i}{\partial ag_{st}^i} = \alpha^{(1Q)} < 0$ 인 경우 선별효과가 강하며, 또한 $\alpha^{(1Q)}$ 의 크기가 작으면 작을수록 그 효과의 강도도 클 수 있다고 해석할 수 있다. 반대로 $\alpha^{(1Q)} > 0$ 일 경우에는 해당구간 내 기업들에 정렬효과가 강하다고 해석할 수 있게 된다.³¹⁾ 한편 이 보다 분포의 중앙부에 있는 생산성의 1사분위수와 2사분위수 사이 기업들에서의 $\alpha^{(2Q)}$ 나 2사분위수와 3사분위수 사이에서의 $\alpha^{(3Q)}$ 에 대해서는 현재로서는 사전적으로 이론적 기반을 가지고 예측하기 곤란한 측면이 있다. 앞서 언급한 바와 같이 선별과 정렬효과는 모두 생산성 분포의 상·하단 양 꼬리에서 보다 두드러지게 발생하는 현상이기 때문이다. 다만 Saito and Gopinath (2009)가 칠레의 사례를 통해 경험적으로 발견한 바와 같이 정렬현상이 생산성 분포 전반에 걸쳐나서 나타난다면, $\alpha^{(2Q)} \geq 0$, $\alpha^{(3Q)} \geq 0$ 을 예상해 볼 수 있다. 반면 상대적으로 지역별로 생산성이 높은 기업들(즉 3사분위수 이상의 생산성을 가지는 기업들)에서는 정렬효과가 우세하게 나타날 가능성이 높으며,

31) 통계적으로 $\alpha^{(1Q)} = 0$ 을 기각하지 못할 경우에는 1사분위수 이하 생산성 기업들에서는 선별효과나 정렬효과 중 보다 유세하여 상대효과를 압도하지 못하여 서로 상쇄하였을 수 있기 때문에, 이들 중 어떤 효과도 존재하지 않는다고 단정할 수 없게 된다.

이로 인해 통계적으로 유의미하게 $\frac{\partial 4QRP_{st}^i}{\partial ag_{st}^i} = \alpha^{(4Q)} > 0$ 을 예상할 수 있으며, $\alpha^{(4Q)}$ 의 크기는 또한 정렬효과의 강도로서 해석이 가능하게 된다.

2.3.2.2. 무역자유화와의 관계검증으로의 확장

사실 본 연구에서 제시한 이러한 설정은 경제학의 세부 부문과 간의 경계를 넘어 다른 주제를 포괄하는 실증적 검증으로 확장이 가능하다는 장점이 있다. 사실 본 연구의 이론적 기반이 되는 신경제지리학의 문제의식, 즉 집적경제 현상의 경제학적 이해는 신경제지리학이 사실상 분지(分枝)해서 나왔다고 해서 무방한 무역이론(특히 신무역이론)의 문제의식과 밀접하게 연관되어 있으며, 특히 무역이론에서 가장 핵심적으로 다루고 있는 무역자유화의 효과와 맥이 닿아 있다. 사실 집적경제 현상 이면의 기제 중 외부성을 제외한 ‘선별’이나 ‘정렬’은 모두 기업이 처해 있는 시장의 ‘경쟁’적 환경에 대한 기업 선택행위(특히 진입·탈퇴 또는 입지 선택행위)의 누적적·집합적 결과로서 발현되는 것이다. 이와 유사하게도 무역이론에서의 무역자유화가 지닌 생산성 기여효과 역시 기업이 처한 시장 환경이 보다 경쟁적으로 변화하는데 대한 기업 선택행위(여기서는 주로 진입·탈퇴 행위)의 누적적·집합적 결과로서 발현되게 된다는 공통점이 있다.³²⁾ 다만 차이가 있다면 전자의 경우 다루고 있는 시장의 범위를 국지적(local) 시장에 한정하여 ‘지역’ 내 산업이 기본 단위인데 반해, 후자는 국제적(global) 시장을 포괄하여 ‘국민경제’내 산업을 단위로 분석하는 것이라 할 수 있다.³³⁾ 그러므로 결국 신경제지리학의 이슈와 신무역이론의 이슈는 시장 및 분석대상의 ‘규모(scale)’의 차이일 뿐 사실상 동일선상에 있는 현상으로 봐도 무방하다. 그럼에도 불구하고 지금까지 이를 한 연구 내에서 종합적으로 포괄한 연구는 사실상 거의 전무한 것이 현실이다. 우선 지역·도시·

32) 이러한 유사성은 당연한 것으로서, 신경제지리학 이론모형들이 거의 대부분 신무역이론의 이론모형(특히 Melitz(2003) 등)을 바탕으로 출발하여 다른 영역의 다른 문제에 적용된 것이기 때문이다.

33) 신경제지리학과 신무역이론의 공통분모에 대한 논의는 Fujita(2010), Kim, J.K and H. Kim(2011) 등을 참조하기 바란다.

공간경제학 및 신경제지리학 분야의 연구들은 이미 살펴보았으니 생략하도록 하자. 반면 신무역이론의 이론적 토대(대표적으로 Eaton and Kortum (2002) 및 Melitz (2003) 등)에서 제시된 무역자유화의 선별효과(selection effect)는 이미 Pavcnik (2002), Marcela Eslava *et al.* (2004), Marc-Andreas Muendler (2004), Trefler (2004), Bernard, Jensen, and Schott (2006), Ana M. Fernandes (2007), Verhoogen (2008), Ruiz and Utar (2009), Bloom *et al.* (2011) 등에 의해 다양한 국가·산업에 적용, 검증이 시도된 바 있다.³⁴⁾ 그러나 이러한 국제시장에서의 경쟁 환경 변화가 한 국가 내 공간구조 및 그와 연관된 성과(생산성)와의 관계에 어떠한 영향을 미치는지를 파악한 이론 및 실증 연구는 사실 상 전무한 것이 사실이다.

이를 보다 구체적으로 이해하기 다음과 같은 상황을 가정해 보자. 최근 고려되고 있는 한·중 FTA와 같은 상황이 초래되어 시장개방이 이루어지게 되면, 신무역이론에 따라 특정 산업 내 생산성이 낮은 기업들은 단기적으로 도태되어 선별, 제거되게 되며, 보다 장기적으로는 이들이 가지고 있는 자원이나 매출기회 등은 생존기업으로 이전되어 이들의 성장에 이바지하게 된다. 그렇다면 이때 선별되는 기업들은 어디에 입지한 기업들일까? 이러한 질문은 특히 지역산업정책에는 큰 의미를 가질 수 있다. 만일 이러한 선별이 특정지역에 몰리게 될 경우, 또는 지역적 특성과 상관관계를 가질 경우, 지역 경제성장을 위해 기업을 유치에 방점을 찍고 있는 지역산업정책의 효과는 시장개방과 같은 국가단위에서의 정책에 영향을 받을 수 있게 된다. 더욱이 경우에 따라서는 무역이론이 지적해왔던 무역자유화의 효과로서의 산업간 불균형 심화가 지역 간 불균형 심화로도 연결될 소지도 다분한 것이다.

이와는 약간 방향을 달리한 경우도 상정해 볼 수 있다. 가령 신경제지리학 특히 Baldwin and Okubo (2006a) 류(類)의 이론에서 예측한 정렬현상은 신무역이론 등 그동안의 무역이론에서는 전혀 고려된 바가 없는 요소라 할 수 있다. 만일 실증적으로 시장개방 등의 무역자유화가 단지 선별적 효과뿐만 아니라 국지적으로는 정렬효과에 기여한다면, 그래서 특정지역의 생산성 증진에 기여

34)보다 자세한 사례들은 Syverson (2011)을 참조하기 바란다.

하게 된다면, 이는 이론적으로나 실증적, 정책적으로 다양한 함의를 제공할 수 있는 사항이라 할 수 있을 것이다.

이러한 점들을 고려하여 이러한 무역자유화가 지역적 생산성 분포에서의 선별내지는 정렬에 미치는 기여정도를 파악할 수 있도록 식(2.7)을 다음과 같이 변형하였다.

$$\begin{aligned}
 1QRP_{st}^i &= \alpha^{(1Q)} ag_{st}^i + X_t^i \beta^{(1Q)} + \Phi_{st}^i \gamma^{(1Q)} + \epsilon_{st}^{i(1Q)} \\
 2QRP_{st}^i &= \alpha^{(2Q)} ag_{st}^i + X_t^i \beta^{(2Q)} + \Phi_{st}^i \gamma^{(2Q)} + \epsilon_{st}^{i(2Q)} \\
 3QRP_{st}^i &= \alpha^{(3Q)} ag_{st}^i + X_t^i \beta^{(3Q)} + \Phi_{st}^i \gamma^{(3Q)} + \epsilon_{st}^{i(3Q)} \\
 4QRP_{st}^i &= \alpha^{(4Q)} ag_{st}^i + X_t^i \beta^{(4Q)} + \Phi_{st}^i \gamma^{(4Q)} + \epsilon_{st}^{i(4Q)}
 \end{aligned} \tag{2.8}$$

여기서 $\epsilon_{st}^{i(1Q)} (\sim N(0, \sigma_{1Q})), \epsilon_{st}^{i(2Q)} (\sim N(0, \sigma_{2Q})), \epsilon_{st}^{i(3Q)} (\sim N(0, \sigma_{3Q})), \epsilon_{st}^{i(4Q)} (\sim N(0, \sigma_{4Q}))$ 는 모두 해당 모형의 오차항을 의미한다. 그리고 식(2.8)에서 Φ_{st}^i 는 t 시점에 지역 i 에 입지하고 있는 산업 s 가 처해야 하는 무역자유화로 인한 시장개방의 여파로 국제시장에서의 ‘경쟁’의 정도를 나타내는 변수(벡터)를 의미한다. 여기서 주의해야 할 점은 해당변수가 일반적으로 산업-특정적인 변수가 아니라, 산업 및 지역 특정한 변수로서, 상점자 i 를 취하고 있다는 것이다. 일반적으로 무역이론 등에서 다루는 무역자유화(또는 시장개방도) 변수는 관세나 수입쿼터 등 산업단위에서 측정된 자료가 대부분이며, 또한 이에 대한 분석도 역시 국가 전체적인(또는 국가 간의) 산업단위에서 이루어지는 것이 보통이다. 그러나 이를 지역수준으로 지역의 특성과 연관된 함의를 파악하기 위해서는 역시 산업을 입지하고 있는 지역단위로 나누어서 살펴보아야 할 필요가 있다. 물론 가장 이상적인 것인 각 지역산업이 받는 무역자유화의 영향정도를 나타내는 측도일 것이지만, 사실 이러한 자료는 거의 활용하는 것이 매우 어려운 것이 사실이다.³⁵⁾ 이러한 점을 고려하여 산업단위에서 측정된 무역자유도 측도를 지역단위에서의 영향정도로 투사(投射)하는 작업이 요구되게 된다. 이에

35) 관세나 수출입 물동량 등의 통관자료는 일반적으로 국가단위에서 측정·제공되는 경향이 있어, 이를 지역단위로 환원하는 것에는 분명한 한계가 있다. 특히 본 연구와 같이 기본단위가 시군군 수준으로 내려갈 경우에는 이러한 자료취득은 사실상 매우 어렵다.

대한 본 연구의 전략은 다음 장에서 자세히 소개하도록 하겠다.

한편 $\gamma^{(\cdot)}$ 는 생산성 분포의 각 사분위 구간에 미치는 무역자유도의 기여도를 의미한다. 우선 그 동안 제안된 신무역이론을 기반으로 유추해 보면, 시장 개방으로 인한 경쟁효과에 민감한 지역이라면, 생산성이 낮은 기업들에서 선별효과가 발생(즉 $\gamma^{(1Q)} \leq 0$)일 가능성이 있음을 추측할 수 있다. 앞서 언급한 바와 같이 기본적으로 신무역이론에서는 무역자유화로 인한 대외적 경쟁은 산업 내 생산성이 낮은 기업들에 대한 선별현상을 수반하게 되는데, 만일 이를 지역수준에 투사해 볼 경우, 이러한 대외경쟁에 민감한 지역일수록 또한 선별효과가 강하게 작용할 여지가 충분할 것으로 예측할 수 있다. 반면 생산성이 낮은 기업들이나 또는 반대로 생산성 높은 기업에서의 정렬효과 경우에는 뚜렷한 이론적 바탕이 부재한 관계로 쉽게 예단하기 어렵다. 사실 이는 대외적 경쟁과 대내적 경쟁과의 상호작용을 하나의 모형에서 설명해야 하는 것으로 아직까지 신무역이론 및 신경제지리학 양 진영을 통틀어 만족할 만한 이론적인 예측을 내놓은 연구는 없다. 오히려 이로 인해 본 연구를 통해 실증적으로 어떠한 효과가 있는지를 보여주는 것은 향후 양 분야의 이론적 연구에 자극제가 될 수 있을 것으로 기대되는 부분이라 생각된다.

2.4. 변수설정 및 자료설명

2.4.1. 변수설정

전장에서는 실증적 검증의 대상이 될 가설들을 제시하였다. 이러한 검증은 식(2.6)~(2.8)에 제시된 선형식을 통해서 이루어지게 된다. 본 장에서는 각 선형식을 구성하는 개개의 변수들의 설정과 이에 대응되는 자료에 대해 서술하고자 한다.

2.4.1.1. 기업의 생산성(총요소생산성)

우선 식(2.6)~(2.8)의 종속변수인 생산성 분포의 중앙값이나 사분위별 상대적 양극화지수(RP)를 산정하기 위해서는 지역별(시군구 단위)로 해당 지역 내 기업들의 생산성(총요소생산성) 분포를 파악해야 하며, 또한 이를 위해서는 개별 기업의 총요소생산성을 추정하는 작업이 선행되어야 한다.

본 연구에서 채택한 기업단위에서의 생산성 추정 전략은 앞서 제시된 제1논문에 자세히 제시되어 있는 관계로, 본 논문에서는 생략하기로 한다.

2.4.1.2. 집적변수

한편 특정지역 내 기업들이 집적된 정도와 관련된 변수 설정은 그 동안의 선행 연구들에 크게 두 가지 흐름을 이루어 왔다. 집적경제 효과와 관련된 그 동안의 연구들은 집적경제 이면의 기제에 대한 천착(穿鑿)을 통해 직접경제 효과가 두 가지 효과 즉 지역화(localization, 또는 특화(specialization)) 효과와 도시화(urbanization 또는 다양화(diversification)) 효과 구성되어 있음을 밝힌 바 있으며,³⁶⁾보통 그 동안의 연구들은 각각의 효과에 대응되는, 그래서 대리

36)사실 Marshall (1920)의 경우 주로 집적경제 효과 중 지역화 효과에 대해서만 언급한 바 있지만, 이후 Ohlin (1933), Hoover (1937) 등에 의해서 집적경제 효과가 지역화 경제

(proxy)할 수 있는, 적절한 집적변수들을 마련하여 사용하여 왔다.

우선 지역화(또는 전문화) 경제효과는 앞서 언급한 바와 같이 주로 Marshall(1890)을 시작으로 인식되어 온 효과로서, 동일한 또는 유사한 산업의 기업들이 특정 지역에 집중적으로 입지할 경우 노동시장 풀링(labor pooling: 보다 두터운 전문화된 기술인력 시장으로 말미암은 유익), 전후방 연계산업 효과 그리고 지식 과급(또는 유출)효과로 말미암아 발생하게 된다. 이러한 지역화 경제효과는 기업 입장에서는 ‘외부적(external)’이지만, 특정 지역의 산업에게는 ‘내부화(internal)’되기 때문에 있으며, 종종 특화(specialization)현상과 관련된 것으로 인식되고 있다. 반면 도시화 경제효과는 보다 다각화된 생산구조를 가진 도시지역에서 창출될 수 있는 외부적 효과를 의미한다. 이는 Ohlin (1933)와 Hoover (1937) 등에 의해 처음 제기된 바 있는 효과로서, 도시지역이 제공할 있는 어메니티(amenities) 등으로 인한 편익과 함께 주로 Jacobs (1969)에 이론적 기반을 두고 있는 지식 과급(또는 유출)효과로 말미암아 유발되게 된다. Jacobs (1969)에 의하면 하나의 산업에서 발전시킨 아이디어가 다른 산업에서도 적용이 가능하기 때문에 유사한 산업보다 차라리 보완적인 산업들 간에 지식이 과급될 가능성이 높으며, 이러한 다양한 기업이나 경제 주체 간의 보완적인 지식의 교환은 혁신에 있어서의 탐색(search)이나 실험(experimentation)을 용이하게 해주는 역할을 하게 될 수 있게 된다. 그러므로 보다 다양화된 지역 생산 구조는 수익의 체증을 가져올 수 있게 되어 결국 도시화 또는 다양화는 외부성을 창출하게 되는 것으로 인식되고 있다(Gerben van der Panne, 2004). 결국 집적은 동일 산업 내 기업들의 지리적 집중인가 모든 산업의 집중인가를 구별할 필요가 있으며, 이에 대응하여 변수를 설정하는 것이 바람직 할 것이다. 이때 주의해야 할 점은 이렇게 설정된 집중도 변수들의 이면에는 내용적으로 해당산업의 특화정도나 해당지역의 산업구조의 다각화 정도 등의 효과와 함께 산업 내 기업들 간의 경쟁이나 도시화된 지역에서의 혼잡비용(congestion cost) 등의 효과가 뒤 섞여

(localization economies)와 도시화 경제(urbanization economies)로 구성되어 있음이 지적되었다. 이후 전자는 특히 Arrow (1962)와 Romer (1986) 그리고 이후 Glaeser *et al.* (1992)에 의해 정식화된 Marshall-Arrow-Romer (MAR) 모형을 통해서, 후자는 Jacobs (1969)의 모형을 통해서 보다 정당한 이론적 근거를 갖게 되었다.

있을 수 있게 된다.

이러한 지역화 및 도시화 경제효과의 개념을 고려해서 본 연구에서는 다음과 같이 점적변수를 설정하였다. 먼저 지역화와 관련하여서는 다음과 같이 두 가지 방향을 검토하였다.³⁷⁾ 우선 특정지역에 동종업체의 집적은 지역화 경제라는 시너지 효과만 존재하는 것만이 아니라 보다 경쟁적 환경이라는 의미로도 해석될 수 있게 된다. 앞서 언급한 바와 같이 전자의 효과는 기업의 외부적인 작용으로 산업차원에서 내부화된다면, 후자의 경우 산업 조직적 차원에서 기업의 입지행태에 기반 한 선별이나 정렬 등으로 발현되게 된다. 문제는 과연 동종업체들의 ‘집적’이라는 현상 속에 내재된 이 두 가지 차원의 힘을 어떻게 분리내지는 구분하여 변수 화할 것인가에 있다. 이러한 문제의식 하에서 본 연구는 다음과 같은 설정을 시도하였다. 우선 보다 경쟁적 환경과 관련된 변수로서, 우선 아래와 같은 해당지역의 기업(또는 공장 밀도)를 고려하였다.

$$PD_{st}^i = \ln\left(\frac{N_{st}^i}{Area^i}\right)$$

여기서 N_{st}^i 은 t 시점에 i 지역에 입지한 s 산업에 속한 기업(또는 공장)의 수를 의미한다. 한편 동일하게 1개로서 계산되는 기업(공장)이라 할지라도 규모에서 차이가 존재한다면, 경쟁 환경에 다른 영향을 줄 수 있다. 만일 특히 여타의 기업에 비해 상대적으로 큰 대규모 기업이 존재하는 환경은 지역의 경쟁 환경에 영향을 줄 수 있는 요소라 할 수 있다. 이러한 점들을 고려하여 다음과 같은 변수를 설정하였다. 우선 사실 특정 시/군/구에 초대형 규모의 기업 생산시설이 존재할 경우, 일반적으로 동종 또는 이종이로도 유사한 규모의 생산시설이 함께 입지하는 경우는 그리 흔치 않은 것이 보통이다. 만일 해당지역에 이러한 초대형 규모의 공장이 입지해 있는 반면, 여타의 기업들은 중소 규모인 경우, 일반적인 산술평균으로는 이러한 환경을 기술할 수 없게 된다. 이로 인해 해당지역에서 가장 규모가 큰 기업을 제외한 나머지 기

37) 이러한 변수설정은 Martin *et al.*(2008)을 참조하였다.

업들의 평균규모를 측정하는 한편, 해당지역에 이러한 대규모 기업의 존재여부를 반영하기 위해 다음과 같은 변수를 설정하였다.

$$MRatio_{st}^i = \ln \left(\frac{\max(L_{st}^i)}{AS_{st}^i} \right)$$

여기서 AS_{st}^i 는 특정 지역 내 평균적인 기업규모로서 다음과 같이 설정하였다.

$$AS_{st}^i = \ln \left(\frac{1}{N_{st}^i - 1} \left(\sum_{k \in S_{st}^i} (L_{st \cdot k}^i) - \max(L_{st}^i) \right) \right)$$

이때 S_{st}^i 는 t 시점에 i 지역에 입지한 s 산업에 속한 기업들로 구성된 집합이며, $L_{st \cdot k}^i$ 는 집합 내 각 기업(또는 공장)에 연평균 고용된 인원을 그리고 $\max(L_{st}^i)$ 는 S_{st}^i 속한 기업 중 가장 규모가 큰 기업의 연평균 고용인원을 나타낸 것³⁸⁾이다. 이 경우 $MRatio_{st}^i$ 은 t 시점에 i 지역에 입지한 s 산업에 속한 기업 중에서 가장 큰 규모가 기업의 규모가 나머지 기업들의 평균적인 규모에 비해 얼마나 큰지를 측정한 것으로서, 해당이 변수의 크기가 크면 클수록 해당 지역에 상대적으로 대규모 기업이 입지하고 있을 수 있음을 나타내게 된다.

한편 앞서 살펴본 바와 같이 전통적인 관점에서의 지역화 경제는 주로 특화와 관련된 것으로 해석해 왔었다. 이러한 특화는 단순히 해당지역에 얼마나 동종업체가 밀집해있는가를 기준으로 평가될 수 없으며, 다분히 다른 산업과의 관계 속에서 상대적으로 이해될 수 있는 개념이라 할 수 있다. 이러한 점을 고려하여 본 연구는 다음과 같은 특화도 변수를 설정하였다(Martin *et al*, 2008).

$$special_{st}^i = \ln \left(\frac{L_{st}^i}{L_t^i} \right)$$

38) 통계청 발행 광업제조업조사의 원자료의 사업체별 자료상의 비생산직 피용자(임금 근로자) 및 생산직 피용자(임금 근로자) 그리고 자영업주 및 무급가족종사자의 수를 합산하여 개별 기업의 고용인원($L_{st \cdot k}^i$)을 산정하였다.

여기서 $L_t^i = \sum_{s \in S_{st}} L_{st}^i$ 로서, S_t^i 는 t 시점에 i 지역에 입지한 전체산업의 고용인원 집합을 의미한 것으로서, 결국 $special_{st}^i$ 은 해당지역의 생산규모(고용인원)에 대비하여 특정산업의 생산규모(고용인원)의 비중으로서, 지역산업에서 차지하는 해당산업의 위상을 나타내게 된다.

한편 이러한 맥락에서 도시화 경제도 해석이 가능하게 된다. 앞서 언급한 바와 같이 전통적 관점에서(특히 Jacobs(1969)의 관점에서)의 도시화는 주로 산업 생산구조의 다양화와 연관된 것으로서 기업적 차원보다는 산업적 차원에서 정의되는 것이 온당하다고 할 수 있다. 이러한 점을 감안하여서, 해당지역의 생산구조의 다양성을 측정하는 다음과 같은 변수를 설정하였다(Martin *et al*, 2008).

$$hhi_{st}^i = \ln \left(\sum_{j \neq s} \left(\frac{L_{jt}^i}{L_t^i - L_{st}^i} \right)^2 \right)$$

hhi_{st}^i 는 첨자에서도 확인할 수 있듯이 특정산업(s)에 특징적인 환경으로서, 해당산업을 제외한 산업들의 생산규모에서의 다각화 정도를 나타낸 것이라 할 수 있다. 결국 식(2.6)~(8)의 집적변수 벡터는 $ag_{st}^i = (PD_{st}^i, MRatio_{st}^i, special_{st}^i, hhi_{st}^i)'$ 가 되게 된다.

2.4.1.3. 지역특성 변수

이상에서 설정된 집적변수는 주로 특정지역의 생산구조의 특성(규모나 다양성, 경쟁정도 등)을 기술한 것으로서, 기업의 입장에서는 해당지역에 입지해 있는 다른 기업과의 관계와 연관된 환경적 요소로서 해석될 수 있게 된다. 한편 또한 기업의 입장에서는 이러한 생산 구조적 측면과 함께 처해있는 시장과 연관된 환경적 요소도 특히 입지나 성과에 영향을 줄 수 있는 주요한 변수가 될 수 있다.

본 연구에서는 각 지역이 갖는 시장으로서의 함의를 ‘큰 시장으로서의 접근성(proximity)’이라는 차원에서 접근하고자 하였다.³⁹⁾ 잘 알려져 있는 바와 같이

한국은 도시화가 상당수준에 도달한 국가로서, 전체인구의 약 82%(2010년 기준)가 도시지역에 살고 있으며,⁴⁰⁾ 그 중에서도 약 56%(전체 인구 대비 46%)는 대도시(서울 및 6개 광역시)에 살고 있다. 더욱이 수도권 서울에는 전체인구의 20%에 해당하는 약 9백 80만명이, 그리고 인근인 경기도(약 1천 백40만명)와 인천(약 2백7십만명)에 거주하는 인구를 합산할 경우, 수도 서울을 둘러싸고 있는 수도권에만 약 50%(2천 3백8십만명)의 인구가 집중되어 있는 형국이다. 이로 인해 당연히 한국에서 가장 큰 시장은 서울을 중심으로 한 인근 연담도시 지역(수도권)이라 할 수 있다. 이러한 한국의 특수성을 고려하여, 본 연구에서는 전국 각 시군구가 가지는 서울을 중심으로 한 수도권 대규모 시장으로의 접근성을 변수화하였다. 우선 ArcGIS9.2을 활용하여 산정된 각 시군구의 도심(圖心: centroid)의 좌표를 기준으로 상호 간에 거리⁴¹⁾를 측정하되, 특히 서울특별시 내 각 구(區)와의 거리를 측정한 후 해당 구의 연구기간(2000년~2006년)동안의 평균인구로 가중 평균하여 서울과 전국 시군구 간의 거리를 산정하여, 각 시군구가 지닌 대규모 시장으로의 접근성을 평가하였다. 그러나 실제 시장으로의

39) 집적경제 효과가 지닌 잠재적인 공간적 파급효과(spatial spillover) 효과를 설명하기 위해서, 최근에는 지리적 경계선에 제약을 받지 않으면서도 집적경제 효과가 공간적으로 실현되지만 거리가 멀어지면서 감소하게 되는 "시장잠재력(market potential)"과 같은 유의 집적경제 측도를 활용하는 연구들이 늘어가고 있다. 보통 거리에 제약받지 않는 시장 잠재력 측도(distance-unrestricted market potential measure) (Graham, 2007a; Graham, 2007c; Graham and Kim, 2008)를 활용하는 것이 보통이지만, 일부 연구들은 이러한 측도를 단속적인 거리구간으로 나누는 측도를 활용하는 경우도 심심치 않게 등장하고 있다(Rice *et al.*, 2006; Rosenthal and Strange, 2008). 그러나 이러한 시장잠재력은 앞서 제시한 집적변수와 높은 상관관계로 인해 본 연구에서는 채택할 수 없었다. 사실 언급된 선행연구들도 시장잠재력 변수를 활용할 경우에도 본 연구와 같이 제시된 집적변수와는 함께 활용하지 않고 단독으로 활용하는 경우가 대부분인데, 이도 역시 변수 간에 높은 상관관계로 인한 공선성의 문제 때문인 것으로 생각된다.

40) 2010년 인구총조사 기준 총인구 48,580,293명 중 도시 즉 동부(洞府)에 거주하는 인구는 39,822,647명으로 약 82%를 차지하고 있다.

41) 거리계산은 STATA11.2에서 제공하는 open procedure의 하나인 'globdist'을 활용하였다. 참고로 지구가 비록 구체(球體: spheric body)이지만 완벽한 구체가 아니라, 적도지역이 극지방보다 두터운 특징(즉 중심에서 적도까지의 반지름(radius)이 6378.135km인데 반해 남극 내지는 북극까지의 반지름 6356.750km로 짧은 특징)을 가지고 있어, 이러한 지구의 곡률을 고려해 주어야 지표상의 두 좌표 간의 정확한 거리를 구할 수 있게 된다. globdist는 두 좌표의 실제 지구의 반지름 평균한 반지름을 활용하여 이러한 곡률문제를 해결하는 장점이 있다.

접근성을 결정하는 교역비용(trade cost)은 이처럼 단순한 지표상의 물리적 거리에 의해서만 결정되지 않을 수 있다. 국가 간의 교역과는 달리 적어도 한 국가의 영토 내에서 이루어지는 지역 간 교역에 소요되는 교역비용은 주로 운송비용에 의해 결정되며, 이러한 운송비용은 물리적 거리와 함께 운송수단의 특성에 영향을 받게 된다. 이러한 점을 감안하여 보다 시장으로의 접근성의 효과를 평가하기 위해 다음과 같은 변수들을 고려하였다. 우선 국제화물 운송이 주로 해운(海運)을 통해 이루어지는 반면, 국내화물 운송은 주로 도로교통을 통해 이루어진다.⁴²⁾ 이러한 점을 고려하여서 한국교통연구원(2007)⁴³⁾의 단위 육상수송비(원/ton-km)의 변화를 동시에 고려할 수 있도록 해당 변수의 로그값과 거리변수의 교차항을 설정하였다.

2.4.1.4. 무역자유화 변수

한편 무역자유화와 관련하여서는 관세율, 쿼터, 원조 실효율, 수입품의 가격, 수입허가, 무역의존도, 수출비중, 수입비중 등 개별지표를 대리변수로서 활용하는 방안을 고려해 볼 수 있지만, 이 지표들은 무역 자유화 정도의 어느 한 일면을 표현한 것에 지나지 않은 것으로서, 비록 이들이 무역 자유화 정도라는 포괄적 개념 하에서 서로 강한 상관관계를 갖기도 하지만, 무역에 영향을 미치는 다른 요인의 변화를 제대로 반영하지 못하기도 한다는 단점을 지니고 있다(김재경 외, 2013). 다행히 이러한 단일 지표 대리변수의 한계를 넘어 Head and Reis(2001), Head and Mayer(2003) 등은 신무역이론 및 신경제지리학의 기본 이론모형에서 출발하여 무역자유도 모수를 경험적으로 산출할 수 있는 단초를 제공한 바 있다. 이들이 제안한 무역자유도 추정법은 다음과 같다.⁴⁴⁾

42) 2009년 기준으로 한국의 해운의 국제화물 수송 부담율은 99.6%로 절대적이지만, 국내화물의 경우 15.7%에 그친 것으로 보고되었다. 반면 국내화물에 대한 도로교통의 수송 부담율은 2009년 기준 79.2%(2000년 기준 73.4%) 국내에서 이루어지는 거래(교역)에 절대적인 비중을 차지하고 있다(국토해양통계연보 2010).

43) 한국교통연구원 「국가물류비산정 및 추정분석」, 통계청 「운수업통계조사」에 제시된 단위수송비를 사용했으며, 이는 수단별 국내화물 수송비를 2000년 기준 실질가치로 환산한 값이다.

44) Head and Mayer(2003)는 이 방법을 토대로 1999년 미국-캐나다와 독일-프랑스 사이의 면직물 산업과 자동차 산업의 무역자유도를 추정하였다.

$$\hat{\phi}_{st}^{ln} = \sqrt{\frac{m_{st}^{ln} m_{st}^{nl}}{m_{st}^{nn} m_{st}^{ll}}}$$

여기서 $\hat{\phi}_{st}^{ln}$ 은 경험적으로 산출된 무역자유도 모수를, m_{st}^{ln} (또는 m_{st}^{nl} m_{nl})는 $n(l)$ 국으로부터 $l(n)$ 국으로 수입된 제품에 대한 지출액을, m_{st}^{nn}, m_{st}^{ll} 는 해당국가 내 유통량을 의미한다. 이러한 무역자유도 모수는 자료가 허용하는 한 모든 국가 간에 또는 한 국가를 중심으로 무역상대 국가들을 대상으로 추정이 가능하게 된다. 이와 관련하여 한국을 중심으로 주요무역 대상국과의 무역자유도 모수를 추정해 본 국내 유일한 연구인 김재경 외 (2013)은 1990년 이후 무역상대국 중 중국과의 무역의 자유화가 가장 빠른 속도로 이루어져 왔으며, 2008년 기준으로 가장 자유롭게 무역이 이루어지고 있는 국가 되었음을 보고한 바 있다. 이는 상대적으로 중국에 대한 시장개방이 그 동안 급속도로 이루어져 왔음을 의미하는 것으로서, 이러한 급속한 환경변화가 국내기업의 영업환경에 큰 영향을 주었을 가능성은 매우 높다. 이러한 점을 고려해, 특히 각 산업별로 중국과의 무역자유화도 모수를 추정⁴⁵⁾하여 분석에 포함하였다.

한편 앞서 식 (2.8)에서 무역자유화 정도를 나타내는 변수 ϕ_{st}^i 가 일반적으로 산업-특정적인 변수가 아닌, 산업 및 지역 특정적인 변수가 되어야 함을 밝힌 바 있다. 그러나 추정된 무역자유화도 모수는 산업-특정적 변수인 까닭에 이를 지역단위에서의 영향정도로 투사(投射)하는 작업이 요구되게 된다. 이를 위해 본 연구에서는 다음과 같은 설정을 제안하였다.

45)Head and Mayer(2003)의 무역자유도 추정법을 활용하여 무역자유도를 추정하는데 요구되는 자료는 한국과 중국의 연도별/산업별 국경 내 교역액과 국경 외 교역액이다. 이중 연도별 역내 교역액은 해당국의 당해 연도 해당산업 총생산액에서 총수출을 뺀 금액으로 설정하였으며, 프랑스 국제연구소(Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales: CEPII)와 국제연합 산업발전기구(United Nations Industrial Development Organization: UNIDO)으로부터 관련 자료를 취득·활용하였다. 한편 한국경제와의 교역량은 국제연합의 UN COMTRADE database자료를 활용하였다. 한편 프랑스 국제연구소나 국제연합 산업발전기구 국제연합 표준산업분류 체계(ISIC)을, UN COMTRADE database자료 표준 국제무역 분류 체계(Standard International Trade Classification: SITC)를 따르는 관계로, 분류체계 변환표를 활용하여 한국표준산업분류체계(KSIC)에 맞게 변환하여 사용하였다.

$$\Phi_{st}^i = (\ln \widehat{\phi}_{st}^{ln}, \ln \widehat{\phi}_{st}^{ln} \times D_{port}^i)'$$

여기서 $\ln \widehat{\phi}_{st}^{ln}$ 는 추정된 t 시점의 s 산업의 중국과의 무역자유도 모수의 로그 값, D_{port}^i 는 i 지역에서 가장 근접한 국제항구까지의 거리⁴⁶⁾을 의미한다. 앞서 언급한 바와 같이 국회 화물운송은 사실 상 해운으로 이루어진다고 해도 과언이 아니다(2009년 기준 해운 수송분담율 99.6%). 이로 인해 적어도 기업의 관점에서 항구는 사실상 국제시장으로 통하는 메인 포털(main portal)과 같은 역할을 하게 되며, 만일 국제시장으로의 접근성을 입지선정에 반영하는 기업(특히 수출 및 수입기업)은 운송비용 등을 고려하여, 항구와의 거리를 감안할 필요가 있게 된다. 이러한 이유로 국제시장으로의 접근성이 확대될 수 있는 중국 등 주요무역 상대국과의 무역자유화의 여파는 항구와의 거리에 따라 그 효과가 증폭내지는 축소될 소지가 있게 된다. 이러한 점을 고려하여 무역자유화 정도를 나타내는 변수는 위와 같이 추정된 중국과의 무역자유도 모수와 해당 모수와 국제항구와의 거리의 교차항의 벡터로서 분석에 포함하였다. 이상과 같이 설정한 변수들의 기초통계량은 <표 2.1>과 같다.

46)거리산정 방식은 시장 접근성에서 서울 및 5개 광역시와의 거리산정 방식과 동일하다. 다만 항구의 좌표는 24개 국제항(부산항, 인천항, 평택 당진항, 동해항, 삼척항, 목포항, 속초항, 옥계항, 대산항, 보령항, 태안항, 군산항, 장항항, 목포항, 완도항, 여수항, 광양항, 포항항, 영일만항, 마산항, 삼천포항, 옥포항, 장승포항, 진해항, 통영항, 고현항, 울산항)의 주소를 바탕으로 Google map을 통해 취득하였다.

〈표 2.1〉 기초통계량

변수명	관측치	평균	표준편차	최소값	중앙값	최대값
<i>Mean</i>	15,844	-0.1857	0.2576	-1.8436	-0.1953	1.9429
<i>Median</i>	15,844	-0.1726	0.2481	-1.8206	-0.1860	1.8297
<i>1QRP</i>	14,261	0.5473	0.1920	0.0004	0.5345	1.0000
<i>2QRP</i>	15,844	-0.6863	0.1763	-1.0000	-0.6361	-0.2584
<i>3QRP</i>	13,903	-0.5275	0.1683	-0.9992	-0.5352	0.0000
<i>4QRP</i>	14,486	0.5174	0.1889	0.0004	0.5069	1.0000
<i>RP(25-40%)</i>	12,043	-0.3165	0.1138	-0.5996	-0.3192	-0.0004
<i>RP(40-50%)</i>	15,844	-0.8974	0.0817	-1.0000	-0.8812	-0.7086
<i>PD</i>	15,844	-2.2055	1.9981	-7.0909	-2.2308	5.3414
<i>MRatio</i>	15,844	1.6535	0.9079	0.0000	1.5403	6.3869
<i>specialization</i>	15,844	-3.2747	1.4568	-10.3948	-3.1909	0.0000
<i>hhi</i>	15,844	2.9039	1.4053	-0.6417	2.7750	17.3389
$\ln c \times D_{seoul}$ (서울: 교역비용)	15,844	148.65	119.41	8.90	136.60	480.00
$\ln \phi$	15,844	-4.5643	2.6495	-15.6481	-3.9340	-1.3553
$\ln \phi \times D_{port}$	15,844	-182.84	176.94	-1763.54	-136.03	0.0000

2.5. 분석결과

2.5.1. 추정관련 이슈

본 연구는 앞서 제시된 가설검증을 위한 선형식 식 (2.6)~(2.8)에 전장에서 설명한 변수들을 대입하여 추정하고자 하였다. 이때 한 가지 고려해야 할 사항이 있는데, 앞서 제시된 선형식들의 오차항은 시간(t), 공간(i) 그리고 산업(s)으로 이루어진 다차원적인 오차항이라는 점이다. 이 경우 각 차원 내에서 해당 속성(가령 시간적으로 동일하다든지 공간적으로 동일하다든지 등)을 공유하는 관측치 간에는 비록 관찰되지는 않았지만 공유된 특성이 내재되어 있을 수 있게 된다. 이러한 점을 반영하기 위해 먼저 각의 오차항에 대해 다음과 같은 가정을 하였다.

$$\epsilon_{st}^{i(q)} = \eta_t^{(q)} + \eta_s^{(q)} + \eta^i{}^{(q)} + \zeta_{st}^{i(q)} \quad (\text{단, } q = m, 1QRP, 2QRP, 3QRP, 4QRP)$$

여기서 $\eta_t^{(q)}, \eta_s^{(q)}, \eta^i{}^{(q)}$ 은 각각 관측 불가능한 시간, 산업, 공간적 요인이라면, $\zeta_{st}^{i(q)}$ 은 이 같은 요인들로도 설명되지 않는 요소(가령 측정오차 등)으로 일반적으로 백색잡음(white noise)로 취급되는 부분이라 할 수 있다. 그리고 이중에서 가장 논란이 될 수 있는 부분은 공간적(또는 지역적) 관측 불가능한 요인을 나타내는 $\eta^i{}^{(q)}$ 의 처리라 할 수 있다.⁴⁷⁾ 전통적인 집적경제를 검증하는 기존의 연구들에서 적어도 계량경제학적 측면에서 공간적(또는 지역적) 관측 불가능한 요인을 나타내는 $\eta^i{}^{(q)}$ 의 존재는 매우 불편한 것이었는데, 이로 인해 내생성 문제가 유발될 수 있었기 때문이다. 기본적으로 집적경제 효과를 검증하기 위해서는 본 연구와 같이 집적변수를 활용해야 하는데, 이 집적변수들과 $\eta^i{}^{(q)}$ 사이에 상관관계(특히 양의 상관관계)를 가질 가능성 높기 때문에, 이로 말미암아 추정된

47)사실 본 연구에서 기본 단위가 시군구로서 모두 228개에 달한다. 이로 인해 이들을 모두 더미변수로 처리할 경우에는 추정에 부담이 될 수밖에 없다.

집적경제 효과계수가 일치성을 잃고 편의를 갖게 될 수 있기 때문이었다. 이러한 양의 상관관계를 갖게 되는 이면에는 기업이나 고용 노동자들이 가령 기후나 지정학적 위치 등 정량화하기 어려운 요인으로 인해 생산성이 원래 높았던 지역으로 이전 또는 이동하여, 해당지역의 경제규모나 밀도를 증가시킬 수 있다는 논리가 깔려있다(Melo *et al.*, 2009). 물론 이러한 내생성 문제를 해결하기 위한 노력들도 있어 왔으며, 주로 고정효과 모형이나 도구변수를 활용한 방법들이 주류를 이루어 왔다.⁴⁸⁾ 결국 이러한 점을 고려하여 본 연구는 η^i 로 인한 내생성 문제를 처리하기 위해 지역 특정적 고정효과(fixed effect) 모형⁴⁹⁾을 고려하였다. 이와 함께 $\eta_t^{(q)}, \eta_s^{(q)}$ 에 대한 시간 및 부문더미를 포함하여 추정한 선형식 식(2.6)~(2.7)의 결과는 <표 2.2>을 통해 제시하였다. 한편 무역자유화 효과는 각각 <표 2.3>와 <표 2.4>으로 제시하였다.

2.5.2. 추정결과 및 분석

우선 <표 2.2>~<표 2.4>까지 추정된 결과들에 대해, 모형의 적합성을 평가하는 F-검정결과, 추정된 모든 모형들은 큰 문제가 없는 것으로 나타났다.

48)가장 공통적으로 활용되고 있는 전략은 오랜 시차를 가진 인구나 인구밀도를 현재 집적변수의 직접적인 도구변수로 활용하거나(Ciccone and Hall, 1996; Mion and Naticchioni, 2005; Rice *et al.*, 2006; Combes *et al.*, 2008a; Combes *et al.*, 2008b), 토질 등 지질학적(geologic) 변수들을 간접적인 도구변수로 활용하는 방법들이라 수 있다(Ciccone, 2002; Rosenthal and Strange, 2008; Combes *et al.*, 2008b). 이와 같은 도구변수를 선택하는 동기는 우선 먼 과거의 도시크기나 외생적인 지질학적 변수들(수변구역의 면적, 지진위험(seismic hazard) 등)이 현재의 도시크기 등과 상관관계를 가지고 있지만, 현재의 생산성 수준과는 상관관계가 없기 때문이라 할 수 있다

49)사실 지역적 특성들 중 특히 시장으로의 접근성이나 지구지정 여부 등 중요한 함의를 가진 변수들 가운데는 시간에 불변적인 경우가 많은데, η^i 를 고정효과로 처리할 경우 이에 대한 분석자체가 불가능해진다. 한편 도구변수의 경우에는 구하는 것 자체가 쉽지 않으며, 또한 약한 도구효과(weak instrument)문제가 있을 수 있음도 고려될 필요가 있다.

〈표 2.2〉 집적경제 원천 검증식 추정결과

	Mean	Median	1QRP	2QRP	3QRP	4QRP	RP (25-40%)	RP (40-50%)
<i>PD</i>	0.003128 (1.99)	0.007542 (2.54)	-0.014807 (-4.18)	0.072355 (31.56)	-0.004433 (-1.38)	-0.030401 (-9.02)	-0.001162 (-0.49)	0.042004 (43.30)
<i>MRatio</i>	0.004073 (1.68)	0.006764 (2.97)	0.004921 (1.79)	-0.010692 (-6.09)	-0.000054 (-0.02)	-0.006188 (-2.34)	0.000840 (0.46)	-0.001772 (-2.38)
<i>special</i>	-0.002861 (-1.06)	-0.007054 (-2.77)	-0.002460 (-0.78)	0.021885 (11.14)	-0.004025 (-1.40)	0.004454 (1.49)	-0.003906 (-1.79)	0.005145 (6.19)
<i>hhi</i>	0.010428 (1.63)	0.007370 (1.23)	-0.011010 (-1.67)	0.011798 (2.55)	-0.001637 (-0.26)	-0.011060 (-1.64)	0.009618 (2.05)	0.005542 (2.83)
<i>hhi</i> ²	-0.001313 (-2.39)	-0.001250 (-2.42)	0.000347 (0.58)	-0.001485 (-3.72)	0.000181 (0.33)	0.001130 (1.95)	-0.000665 (-1.69)	-0.000627 (-3.72)
<i>Intc</i> × <i>D_{seoul}</i> (서울: 교역비용)	-0.001407 (-7.18)	-0.001436 (-7.81)	0.000081 (1.78)	0.000120 (0.85)	-0.000103 (-0.54)	0.000060 (1.29)	0.000012 (0.09)	0.000072 (1.20)
상수	1.063370 (5.95)	1.112715 (6.64)	0.445400 (2.32)	-0.525457 (-4.06)	-0.433816 (-2.53)	0.413256 (2.23)	-0.353259 (-2.86)	-0.856938 (-15.65)
시간더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
부문더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
관측치 수	15,844	15,844	14,261	15,844	13,903	14,486	12,043	15,844
log likelihood	4,544.54	5,549.79	3,670.89	9,650.86	5,276.47	4,126.67	9,272.31	23,275.19
F-통계량	397.20	453.68	5.66	278.87	3.98	19.35	2.20	384.40
F-통계량*	8.02	7.68	2.35	18.28	1.37	2.16	1.34	26.51

* H0: all $\eta^i = 0$ 에 대한 F 통계량

〈표 2.3〉 집적경제 원천 검증식 추정결과(무역자유화 효과포함)

	Mean	Median	1QRP	2QRP	3QRP	4QRP	RP (25-40%)	RP (40-50%)
<i>PD</i>	0.002890 (1.92)	0.007309 (2.47)	-0.014841 (-4.19)	0.072373 (31.57)	-0.004470 (-1.40)	-0.030424 (-9.03)	-0.001166 (-0.49)	0.042005 (43.29)
<i>MRatio</i>	0.004022 (1.66)	0.006714 (2.96)	0.004909 (1.79)	-0.010688 (-6.09)	-0.000074 (-0.03)	-0.006204 (-2.34)	0.000832 (0.46)	-0.001772 (-2.38)
<i>special</i>	-0.002730 (-1.01)	-0.006926 (-2.73)	-0.002434 (-0.77)	0.021875 (11.14)	-0.003990 (-1.39)	0.004478 (1.50)	-0.003897 (-1.79)	0.005144 (6.19)
<i>hhi</i>	0.009957 (1.56)	0.006909 (1.15)	-0.011055 (-1.67)	0.011834 (2.56)	-0.001729 (-0.27)	-0.011123 (-1.65)	0.009589 (2.05)	0.005543 (2.83)
<i>hhi</i> ²	-0.001283 (-2.34)	-0.001221 (-2.37)	0.000349 (0.58)	-0.001487 (-3.73)	0.000186 (0.34)	0.001133 (1.96)	-0.000663 (-1.68)	-0.000627 (-3.72)
<i>Intc</i> × <i>D_{seoul}</i> (서울: 교역비용)	-0.001364 (-6.97)	-0.001394 (-7.59)	0.000085 (1.69)	0.000117 (0.82)	-0.000097 (-0.51)	0.000065 (1.32)	0.000013 (0.09)	0.000072 (1.20)
<i>ln</i> ϕ	0.029149 (8.01)	0.028542 (8.36)	0.002983 (0.75)	-0.002210 (-0.84)	0.004015 (1.12)	0.002655 (0.69)	0.000766 (0.29)	-0.000095 (-0.08)
상수	1.197929 (6.69)	1.244473 (7.41)	0.459263 (2.38)	-0.535658 (-4.12)	-0.415064 (-2.41)	0.424606 (2.29)	-0.349732 (-2.81)	-0.857376 (-15.59)
시간더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
부문더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
관측치 수	15,844	15,844	14,261	15,844	13,903	14,486	12,043	15,844
log likelihood	4577.13	5585.26	3671.17	9651.22	5277.11	4126.91	9272.35	23275.19
F-통계량	388.02	443.24	5.49	269.89	3.89	18.74	2.13	371.97
F-통계량*	8.04	7.70	2.35	18.28	1.37	2.16	1.34	26.51

* H0: all $\eta^i = 0$ 에 대한 F 통계량

〈표 2.4〉 집적경제 원천 검증식 추정결과(지역별 무역자유화 효과포함)

	Mean	Median	1QRP	2QRP	3QRP	4QRP	RP (25-40%)	RP (40-50%)
<i>PD</i>	0.002862 (1.91)	0.007120 (2.40)	-0.015067 (-4.25)	0.072362 (31.55)	-0.004469 (-1.40)	-0.030362 (-9.00)	-0.001192 (-0.50)	0.042016 (43.28)
<i>MRatio</i>	0.004022 (1.66)	0.006709 (2.96)	0.004883 (1.78)	-0.010689 (-6.09)	-0.000074 (-0.03)	-0.006200 (-2.34)	0.000829 (0.46)	-0.001772 (-2.38)
<i>special</i>	-0.002719 (-1.01)	-0.006854 (-2.70)	-0.002310 (-0.73)	0.021879 (11.14)	-0.003991 (-1.39)	0.004451 (1.49)	-0.003881 (-1.78)	0.005140 (6.18)
<i>hhi</i>	0.010001 (1.57)	0.007208 (1.20)	-0.010704 (-1.62)	0.011852 (2.56)	-0.001729 (-0.27)	-0.011204 (-1.66)	0.009626 (2.05)	0.005527 (2.82)
<i>hhi</i> ²	-0.001286 (-2.34)	-0.001237 (-2.40)	0.000327 (0.54)	-0.001488 (-3.73)	0.000186 (0.34)	0.001138 (1.97)	-0.000666 (-1.69)	-0.000626 (-3.71)
<i>Intc</i> × <i>D_{seoul}</i> (서울: 교역비용)	-0.001363 (-6.97)	-0.001391 (-7.58)	0.000087 (1.64)	0.000117 (0.82)	-0.000097 (-0.51)	0.000065 (1.31)	0.000014 (0.10)	0.000072 (1.19)
<i>ln</i> ϕ	0.028914 (7.76)	0.026933 (7.70)	0.001307 (0.32)	-0.002307 (-0.85)	0.004021 (1.09)	0.003107 (0.79)	0.000565 (0.21)	-0.000004 (0.00)
<i>ln</i> ϕ × <i>D_{port}</i>	0.000006 (0.29)	0.000041 (2.11)	0.000043 (1.84)	0.000002 (0.17)	0.000000 (-0.01)	-0.000012 (-0.52)	0.000005 (0.34)	-0.000002 (-0.36)
상수	1.197471 (6.69)	1.241337 (7.39)	0.456880 (2.37)	-0.535848 (-4.12)	-0.415056 (-2.41)	0.425192 (2.29)	-0.350111 (-2.82)	-0.857199 (-15.58)
시간더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
부문더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
관측치 수	15,844	15,844	14,261	15,844	13,903	14,486	12,043	15,844
log likelihood	4577.17	5587.52	3672.90	9651.23	5277.11	4127.05	9272.41	23275.26
F-통계량	375.88	429.63	5.43	261.44	3.77	18.16	2.07	360.33
F-통계량*	7.94	7.58	2.36	18.25	1.37	2.16	1.34	26.49

* H0: all $\eta^i = 0$ 에 대한 F 통계량

2.5.2.1. 집적변수 및 시장접근성 효과

한편 <표 2.2>에서 우선 첫 두 열은 지역별 기업생산성 분포의 위치(즉 평균 또는 중앙값)를 종속변수로 한 모형이다. 이들 종속변수에 대한 집적변수들의 계수들을 통해 외부성의 성격을 지닌 집적경제 효과를 가늠해 볼 수 있게 된다. 우선 지역화 경제와 관련하여서, 해당지역의 공장의 밀도가 높을수록(밀도 1% 증가 시 지역평균 생산성은 약 0.003%, 지역 중앙값 약 0.008% 증가), 여타의 공장에 비해 상대적으로 큰 공장이 입지하고 있을수록(최대크기 공장의 상대적 크기 1% 증가 시 지역평균 0.004%, 지역 중앙값 0.007% 증가), 지역평균 생산성(또는 지역 생산성 중앙값)이 높아지며 그 효과는 대체로 통계적으로도 유의미한 것으로 나타났다. 사실 공장규모가 클 경우 생산성이 높은 것은 매우 자연스런 현상인 반면, 공장규모의 효과를 제어해준 상태에서 공장밀도가 생산성에 긍정적으로 영향을 미칠 수 있다는 것은 집적된 동종업체 간에 양의 외부성이 존재할 가능성을 시사해주는 부분이라 할 수 있다. 그러나 이와는 대조적으로 해당지역의 전체 산업에서 특정산업의 비중이 높을수록 즉 해당산업이 특화된 지역일수록, 오히려 평균적인 생산성은 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 2.2>에서 지역경제 생산구조의 다각화의 영향과 함께 해석되는 것이 온당할 것으로 보인다. 다각화도의 경우, 제곱항도 포함하여 함께 추정하였는데, 추정결과 통계적으로 유의미하게 제곱항의 경우 음수인 반면, 본 항에서는 양수 값을 얻을 수 있었다. 이는 다각화도와 평균 생산성간에 역 U자형의 관계가 있음을 나타내주는 것으로서, 상대적으로 다각화도 매우 높은 지역이나 또는 특정산업으로 특화된 지역보다는 적절한 수준의 다각화도를 갖는 지역에서 생산성이 높을 수 있음을 시사한다. 평균 생산성에 가장 긍정적인 영향을 줄 수 있는 적절한 수준의 다각화정도가 존재한다는 것은 Ellison, Glaeser and Kerr(2009)가 주창한 공집적(coagglomeration)과 관련해서 시사 하는 바가 크다. Ellison, Glaeser and Kerr (2009)은 인력, 지식이나 기술을 공유하거나 전후방 연관관계로 얽혀있는 산업들이 동일공간에 함께 집적하는 공집적하는 경향⁵⁰⁾이 있으며, 이렇게 공집적

된 산업의 생산성이 단일산업의 집적의 경우보다 높을 수 있음을 보인 바 있다. 이러한 Ellison, Glaeser and Kerr (2009)의 연구결과에 비추어 볼 경우, 추정결과는 단일 산업으로 특화된 지역이나 연관성이 떨어지는 산업들까지 함께 집적하여 오히려 혼잡비용이 가중되는 경우보다, 적절한 연관 산업 간의 공집적(그래서 적절한 다각화도의 유지)이 평균 생산성에 긍정적일 수 있음을 보여주는 것이라 할 수 있다.⁵¹⁾ 이와 함께 대규모 시장으로의 접근성 측면에서 역시 가장 큰 시장으로의 접근성이 좋을수록(즉 서울과의 거리가 가까울수록) 평균 생산성이 유의미하게 높아지는 경향 역시 관측되었다. 이를 통해 결국 추정모형이 상식과 크게 벗어나지 않음을 확인할 수 있다.

한편 선별 및 정렬효과는 <표 2.2>의 3번째 이후의 열에 제시하였다. 우선 집적변수인 동시에 해당지역에서의 경쟁수준의 한 척도로 제시된 공장밀도의 영향에서 1사분위수 이하의 생산성을 가진 기업들(1QRP)에서 밀도가 1% 증가 시 유의미하게 약 0.014%p 정도 기업비중이 중심(중앙값) 방향으로 치우치게 됨으로서, 명확한 선별효과가 존재함을 확인할 수 있었다. 반면 1사분위수와 중앙값 사이 구간에 해당하는 기업들의 경우(즉 2QRP) 오히려 중심에서 하단꼬리 방향으로 기업의 비중이 증가하는 경향성이 나타났는데, 이를 좀 더 자세히 확인하기 위해, 해당 구간을 둘로 나누어 1사분위수(하위 25%)에서 하위 40% 기업집단과 하위 40%이상 중위수의 기업집단으로 분리해서 추정하였으며, 그 결과는 <표 2.2>의 마지막 두 개 열에 제시하였다. 추정결과 하위 25%~40% 구간이 기업들에서도 비록 정도는 작지만 그 이하의 기업들에서 확인되었던 선별효과가 존재함을 볼 수 있다. 다만 하위 40%~50% 구간의 경우에는 오히려 반대로 중앙부보다 주변부의 밀도가 상대적으로 높아지는 반대로 말하면 중앙부가 낮아지는 경향성이 발견되었다. 그러나 이는 추정에 활용된 지표인 상대적 중앙값 양극화지수의 특성에서 기인한 것으로 보는 것이 타당할 것으로 생각된다. 사실 해당구간은 지역별 생산성 분포의 사실상의 중앙

50)Ellison, Glaeser and Kerr (2009)은 미국 및 영국사례를 통해 공집적 패턴에 가장 중용한 요인은 전후방 연관관계임을 경험적으로 보인바 있다.

51)이는 또한 국내 제조업 내에도 공집적 경향이 존재할 수 있음을 강하게 암시하는 것이라 할 수 있다. 이에 대한 경험적 확인은 후속연구의 과제로 남겨두고자 한다.

부라 할 수 있으며, 만일 경쟁여파로 중앙부의 밀도가 낮아지면, 상대적으로 주변부의 밀도가 높아진 것처럼 보이도록 지수의 산정결과가 나타날 수 있게 된다.⁵²⁾ 이로 인해 이를 성급하게 경쟁지역에서 오히려 중간정도의 생산성을 가진 기업의 비중이 높아진다고 단정 지을 수는 없게 된다.

반면 매우 흥미로운 결과는 중위수 이상의 생산성을 지닌 기업들에 미치는 영향이라 할 수 있다. 공장들의 밀도가 높아져 경쟁적인 환경이 조성될 경우, 단지 생산성이 낮은 기업들이 자의반 타의반으로 폐업내지 이전하는 경향만 있는 것이 아니라, 모든 조건이 동일할 경우 생산성이 높은 기업들도 해당지역을 떠나려는 경향성이 존재한다는 것이다. 우선 하위 생산성을 가진 기업들과는 달리, 경쟁을 회피하는 정도는 생산성이 높을수록 작아지는데, 3사분위수까지의 기업들의 경우 통계적으로 유의미하게 공장밀도가 1% 증가 시 약 0.004%p 정도 중심으로 이동(즉 상단의 기업비중이 줄어 듦)한 반면, 그 이상의 기업들의 경우 이 보다 더 큰 약 0.03%p 정도 이동하여, 하단절단 뿐 만 아니라 상단에서도 역시 절단현상이 나타난 것으로 확인되었다. 이 같은 생산성 높은 기업들의 경쟁회피 경향은 해당지역에 상대적으로 규모가 큰 공장이 있을 경우 특히 생산성이 높은 다른 기업들(4QRP)에서 상단의 비중이 유의미하게 낮아지는 경향성과도 일맥상통하는 것이라 할 수 있다. 특정지역에 규모가 큰 경쟁력 있는 공장이나 기업이 존재할 경우, 해당기업과의 경쟁을 회피하여, 보다 자신이 경쟁우위에 설 수 있는 방향으로 이전하려는 경향성이 존재할 수 있으며, 더욱이 생산성이 높은 기업일수록(그래서 규모가 큰 기업일수록) 이러한 경향성이 강할 수 있다. 이는 마치 자연 생태계의 수용능력(carrying capacity)의 개념과 연관 지어 생각해 볼 수 있을 것이다. 특정지역의 한정된 자원(매출, 인력 등)으로 생존을 지탱할 수 있는 기업의 수 또한 제약될 수 있다. 만일 기업규모가 작을 경우, 보다 많은 수의 기업들이 해당지역에서 생존할 수 있지만, 규모가 큰 기업들의 경우, 동일한 제약으로 인해 특정지역에 입지할 수 있는 기업의 수도 역시 일정한 수로 제한적일 수밖에

52)이로 인해 추정계수의 부호가 다른 구간과는 반대로 나타날 수 있게 된다. 그러나 사실 동일한 함의를 지닌 것으로 해석할 수 있다.

없으며, 더욱 그 수는 상대적으로 규모가 작은 기업들보다 더 적어지게 된다.⁵³⁾ 결국 기업 간의 경쟁은 규모 간(across sizes)의 경쟁뿐만 아니라 동일한 규모 내(within sizes) 경쟁도 존재하게 되며, 전자가 주로 생산성이 낮은 기업의 퇴출을 유도한다면, 후자의 경우 생산성이 높은 기업들의 퇴출을 유도할 수 있게 된다.⁵⁴⁾

한편 특화나 다각화 등 산업구조와 관련하여서는 이미 외부성으로서의 집적경제 효과는 제거되었기 때문에, 특화도는 자연스럽게 공장밀도 등과 경쟁 효과와 매우 유사한 양상을 보인 것으로 생각된다. 반면 다각화도는 평균/중앙값과는 달리 보다 다각화된 지역에 집적하며, 특히 생산성 분포 하단(1QRP)에서 기업들의 비중이 증가하는 것을 확인할 수 있다. 반면 상단(1QRP)에서는 2차함수식의 성격에 따라 극단적인 경향성이 발견되는데, 로그 다각화가 2.28(중위수 2.77)을 기준으로 아래에서는 허핀달 지수가 낮을수록(즉 다각화될수록) 이상에서는 오히려 특화된 지역일수록 비중이 높아짐을 알 수 있다. 우선 다각화도 높은 지역은 일반적으로 도시화된 지역이라는 사실을 전제로 한다면, 도시지역에 부분적이지만, 생산성이 낮은 기업들과 생산성이 높은 기업 모두 정렬되어 있는 양 방향 정렬이 있을 가능성을 보여주는 결과라 할 있다. 상대적으로 생산성이 높은 기업들이 도시나 또는 특정 산업단지에서 양쪽에서 발견될 확률이 높은 반면, 모든 조건이 일정할 경우, 상대적으로 도시화된 지역으로 정렬하려는 성향은 이미 앞서 언급한 바 있는 Okubo, Picard and Thisse (2010)의 이론적 모형에 기반 한 추측에 부합되는 결과라 할 수 있다.

2.5.2.2. 무역자유화의 효과

대내 국지적 시장과 함께 고려된 대외적인 시장 환경의 변화가 미치는 영향은 앞서 설정한 무역자유화 변수들의 결과를 통해 확인이 가능하다(<표 2.3>~<표 2.4>).

53) 유사한 예로서 들어본다면, 공간이 한정된 방안에 큰 어른이 들어갈 수 있는 인원의 수와 몸집이 작은 어린이 인원의 수는 분명 차이가 존재할 수밖에 없게 된다.

54) 이 같은 규모 내에서의 경쟁 특히 규모가 큰 기업들에 있어서의 입지 경쟁은 그 동안 이론연구에서 거의 다루어지지 않은 부분이라 할 수 있다.

우선 평균적인 효과의 경우, 중국과의 무역자유화가 확대됨에 따라 평균적인 생산성에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 평균 생산성에 대한 효과와는 별도로 선별이나 정렬현상과 결부된 무역자유화의 효과가 없는지를 살펴보았다. 이에 대해 유독 생산성이 낮은 기업군에서의 선별효과가 눈에 띄었으며(<표 2.4> 3번째 열), 특히 이것이 항구와의 거리와 결부되어 나타난다는 사실을 확인할 수 있었다. 다시 말해 무역자유화의 효과는 생산성이 낮은 기업들에 대한 선별적 효과이며, 이것이 지역적으로는 수출입이 갖는 해운의 중요성을 감안해서, 항구로부터 거리가 멀면 멀수록 정렬로 반대로 가까우면 가까울수록, 선별로 나타난다는 것이다. 우선 무역자유화의 효과가 생산성이 낮은 기업에 대한 선별적인 효과로서 나타난 것은 그 동안 Melitz (2003) 등의 연구를 포함한 신무역이론 및 이와 연관된 경험적 연구결과에 부합하는 것이다. 그러나 이는 산업적 수준에서의 이야기라면, 본 연구의 추정결과는 그것의 지역적 수준으로의 투사로 볼 수 있다. 앞서 언급한 바와 같이 무역자유화는 생산성이 낮은 기업들에 대한 선별효과로서 작용하지만, <표 2.4>에서 확인할 수 있듯이 무역자유화도의 효과는 내륙보다는 항구에서 가까운 해안에서 크게 발생하게 된다. 이러한 사실은 본 연구를 통해 처음 발견된 것으로서, 중국과의 무역자유화의 피해가 불균등하게 미치게 되며, 이는 결국 지역경제에 미치는 영향정도도 차등화 될 수밖에 없음을 의미하게 된다. 이러한 결과는 무역정책 및 지역경제정책이 결코 분리된 독립적인 것이 될 수 없는 불가분의 관계가 보여주는 증거 중 하나라 할 수 있다. 무역정책의 효과가 지역경제에 차등적으로 미치게 된다면, 자칫 무역자유화가 지역 불균등을 심화시키는 외생적인 원인으로 작용할 수 있기 때문이다. 가령 한·중 FTA 등의 무역정책이 단지 국내 산업구조를 재편하여 산업간 불균등을 심화시킬 수 있는 우려와 함께 지역 간의 균형발전을 위한 노력을 저해할 수 있는 위험도 내포되어 있다는 의미가 된다. 결국 무역정책 입안 시 해당 무역정책이 미칠 수 있는 효과의 지역적 차이를 명확히 파악, 이를 보정할 수 있는 프로그램 개발이 필요할 것으로 생각된다.

2.6. 결론

본 연구는 세 가지 집적경제 현상의 원천 즉 외부성, 선별, 단 방향 및 양 방향 정렬효과를 포괄적으로 측정할 수 있는 측도를 제시하고, 이를 한국 제조업 사례에 적용하여, 실제 이러한 기제들이 작동하고 있었는지를 가늠해보고자 하였다. 그리고 또한 이러한 측도를 중심으로 한 분석의 범위를 확장하여, 앞서 언급한 바와 같이 국제시장에서의 경쟁 환경 변화(특히 중국과의 무역자유화)가 한국의 산업 공간구조 및 그와 연관된 성과(생산성)와의 관계에 어떠한 영향을 미치는지를 파악해 보고자 하였다.

우선 집적경제와 관련하여서는 대체로 그 동안 제시된 신경제지리학의 이론적 예측에 부합되는 결과들이 나타났다. 가령 특정지역에 동종업체의 밀도가 높아지게 되면(즉 경쟁이 심해지면), 생산성 분포 하단에 위치한 기업들의 비중은 크게 줄어드는 명확한 선별효과가 관찰되었다. 다만 매우 흥미롭게도 경쟁적인 환경에 대해 조건이 동일할 때 생산성이 높은 기업들도 역시 해당지역을 떠나려는 경향성이 존재한다는 사실을 확인할 수 있었다. 특히 동종업체 기업 중 대규모 기업(또는 공장)이 존재할 경우, 해당기업과의 경쟁을 회피하여, 보다 자신이 경쟁우위에 설 수 있는 방향으로 이전하려는 경향성이 존재할 수 있으며, 더욱이 생산성이 높은 기업일수록(그래서 규모가 큰 기업일수록) 이러한 경향성이 강할 수 있다는 사실을 발견하였다. 이는 기업 간의 경쟁이 규모 간(across sizes)의 경쟁뿐만 아니라 동일한 규모 내(within sizes) 경쟁도 존재하며, 전자가 주로 생산성이 낮은 기업의 퇴출을 유도한다면, 후자의 경우 생산성이 높은 기업들의 퇴출을 유도할 수 있음을 보여주는 것이라 생각된다. 이와 관련해서는 적어도 아직까지는 이론적인 설명이 없는 부분이라 할 수 있다. 한편 다각화도 높은 도시화된 지역에서 부분적으로 생산성이 낮은 기업들과 생산성이 높은 기업 모두 정렬되어 있는 양 방향 정렬을 증거도 찾을 수 있어, Okubo, Picard and Thisse(2010)의 추측에 대한 경험적 증거 중 하나로서 활용될 수 있을 것으로 생각된다.

이러한 집적경제 현상에 대한 결과와는 별도로 무역자유화 그 중에서의 중국과의 무역자유화의 효과를 분석한 결과 무역자유화의 효과는 공간적으로도 차별적으로 나타났던 것으로 밝혀졌다. 사실 무역자유화의 효과가 생산성이 낮은 기업에 대한 선별적인 효과로서 나타난다는 것은 그 동안 신무역이론 및 이와 연관된 경험적 연구결과와 부합된 것이라 할 수 있지만, 지역적으로 어떻게/얼마나 다를지에 대한 연구는 적어도 본 연구자가 아는 한도 내에서는, 최소한 현재까지는 존재하지 않는 것으로 보인다.

본 연구결과, 중국과의 무역자유화는 그 효과가 내륙보다는 해안에서 크게 발생함이 밝혀졌는데, 이는 결국 지역경제에 미치는 영향정도도 차등화 될 수 밖에 없음을 의미하게 된다. 이러한 결과는 무역정책 및 지역경제 정책이 결코 분리된 독립적인 것이 될 수 없는 불가분의 관계를 보여주는 증거 중 하나라 할 수 있다. 무역정책의 효과가 지역경제에 차등적으로 미치게 된다면, 자칫 무역자유화가 지역 불균등을 심화시키는 외생적인 원인으로 작용할 수 있기 때문이다. 가령 한·중 FTA 등의 무역정책이 단지 국내 산업구조를 재편하여 산업간 불균등을 심화시킬 수 있는 우려와 함께 지역 간의 균형발전을 위한 노력을 저해할 수 있는 위험도 내포되어 있다는 의미가 된다. 결국 무역정책 입안 시 해당 무역정책이 미칠 수 있는 효과의 지역적 차이를 명확히 파악, 이를 보정할 수 있는 프로그램 개발이 필요할 것으로 생각된다.

한편 평균 생산성에 가장 긍정적인 영향을 줄 수 있는 적절한 수준의 다각화정도가 존재한다는 것은 Ellison, Glaeser and Kerr (2009)가 주창한 공집적과 관련해서 시사하는 바가 크다. Ellison, Glaeser and Kerr (2009)은 인력, 지식이나 기술을 공유하거 전후방 연관관계로 얽혀있는 산업들이 동일공간에 함께 집적하는 공집적하는 경향이 있으며, 이렇게 공집적 된 산업의 생산성이 단일산업의 집적의 경우보다 높을 수 있음을 보인 바 있다. 이러한 Ellison, Glaeser and Kerr (2009)의 연구결과에 비추어 볼 경우, 추정결과는 단일 산업으로 특화된 지역이나 연관성이 떨어지는 산업들까지 함께 집적하여 오히려 혼잡비용이 가중되는 경우보다, 적절한 연관 산업 간의 공집적(그래서 적절한 다각화도의 유지)이 평균 생산성에 긍정적일 수 있음을 보여주는 것이라 할 수 있다.

2.7. 참고문헌

- 김은경, 김경민, 김경환, 송민경, 이상대, 이선화, 장윤배, 최용환 (2008), 『수도권 규제 백서』, 경기개발연구원
- 김재경, 정혜선, 김한호 (2013), "한국의 대외 무역자유도 분석", 『경제학연구』 61(2):1-31
- Arrow, KJ (1962), "The economic implications of learning by doing", *Review of Economic Studies* 29: 155–72
- Acharya, Ram C., and Wolfgang Keller (2008), "Estimating the Productivity Selection and Spillover Effects of Imports", *mimeo*
- Bernard, Andrew B., J. Bradford Jensen, and Peter K. Schott (2006), "Trade Costs, Firms and Productivity", *Journal of Monetary Economics* 53(5): 917-7
- Baldwin, Richard E. and Toshihiro Okubo (2006a), "Heterogeneous firms, agglomeration and economic geography: spatial selection and sorting", *Journal of Economic Geography* 6: 323-346
- Baldwin, Richard E. and Toshihiro Okubo (2006b), "Agglomeration, Offshoring and Heterogeneous Firms", CEPR Discussion Paper 5663
- Bloom, Nicholas, Mirko Draca, and John Van Reenen (2011), "Trade Induced Technical Change? The Impact of Chinese Imports on Innovation, IT and Productivity", NBER Working Paper 16717

- Behrens, Kristian, Gilles Duranton and Frederic Robert-Nicoud (2012), "Productive cities: Sorting, selection, and agglomeration", *mimeo*
- Backus, Matthew R. (2012), "Why is Productivity Correlated with Competition?", *mimeo*
- Bernard, A.B., J. Eaton, J. Jensen and S. Kortum (2003), "Plants and Productivity in International Trade", *American Economic Review* 93: 1268-1290
- Combes, Pierre Philippe, Gilles Duranton, Laurent Gobillon and Sébastien Roux (2009), "Estimating agglomeration economies with history, geology, and worker effects", *mimeo*.
- Combes, Pierre-Philippe, Gilles Duranton, Laurent Gobillon, Diego Puga, Sébastien Roux (2012), "The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection", *Econometrica* 80(6): 2543-2594
- Curuk, Malik (2011), "The Effects of International Trade on Resource Misallocation: Trade Partner Matters", *mimeo*
- Cwik and Mielniczuk (1989), "Estimating density ratios with application to discriminant analysis", *Communications in Statistics* 18: 3057-3069.
- Der Panne, Gerben van (2004), "Agglomeration externalities: Marshall versus Jacobs", *Journal of Evolutionary Economics* 14: 593-604
- Dollar, D. and A. Kraay. (2001), "Trade, Growth, and Poverty", World Bank Working Paper,
- Dixit, A. and J. Stiglitz (1977), "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review* 67: 297-308.

- Ehrl, Philipp (2011) "Agglomeration economies with consistent productivity estimates", BGPE Discussion Paper 113
- Eaton, Jonathan, and Samuel Kortum (2002), "Technology, Geography, and Trade", *Econometrica* 70(5): 1741–1749
- Eslava, Marcela, John Haltiwanger, Adriana Kugler, and Maurice Kugler (2004), "The Effects of Structural Reforms on Productivity and Profitability Enhancing Reallocation: Evidence from Colombia", *Journal of Development Economics* 75(2): 333–1.
- Feldman, MP, Audretsch DB (1999), "Innovation in cities: science-based diversity, specialization and localized competition", *European Economic Review* 43: 409–29
- Fujita, M. (2010), "The Evolution of spatial economics: From Thünen to the New Economic Geography", *Japanese Economic Review* 61(1): 1-32.
- Forslid, Rikard and Toshihiro Okubo (2010), "Spatial Relocation with Heterogeneous Firms and Heterogeneous Sectors", CEPR Discussion Paper 8117
- Fernandes, Ana M. (2007), "Trade Policy, Trade Volumes and Plant-Level Productivity in Colombian Manufacturing Industries", *Journal of International Economics* 71(1): 52–1.
- Glaeser Ellison, Glenn, Edward L. and William R. Kerr (2007), "What Causes Industry Agglomeration? : Evidence from Co-agglomeration pattern", NBER Working Paper 13068
- Glaeser Ellison, Glenn, Edward L. and William R. Kerr (2009), "What Causes Industry Agglomeration?: Evidence from Coagglomeration Patterns", U.S. Census Bureau at the Boston Census Research Data Center (BRDC) Working Paper

- Glaeser Ellison, Glenn,, Kallal HD, Scheinkman JA, and Shleifer A (1992), "Growth of cities", *Journal of Political Economy* 100: 1126–152
- Graham, D. J. (2007), "Agglomeration, productivity and transport investment", *Journal of Transport Economics and Policy* 41(3): 317–343
- Graham, D. J. (2007), "Variable returns to urbanization and the effect of road traffic congestion", *Journal of Urban Economics* 62: 103–120
- Graham, D. J. and H. Y. Kim (2008), "An empirical analytical framework for agglomeration economies", *Annual Regional Science* 42: 267–289
- Gatto, Massimo Del, Giordano Mion and Gianmarco I.P. Ottaviano, (2006), "Trade Integration, Firm Selection and the Costs of Non-Europe", *mimeo*
- Gatto, Massimo Del. Ottaviano G.I.P. and M. Paganini, (2008), "Openness to Trade and Industry Cost Dispersion: Evidence from a Panel of Italian Firms", *mimeo*
- Griliches Z. (1979), "Issues in assessing the contribution of R&D to productivity growth", *Bell Journal of Economics* 10: 92–116
- Gräab, Johannes and Grimm, Michael (2008), "Spatial inequalities explained: Evidence from Burkina Faso", *Ibero America Institute for Economic Research Discussion Papers* 173
- Holmes, Thomas J., James A. Schmitz, Jr. (2010), "Competition and Productivity: A Review of Evidence", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report* 439
- Handcock, M. S. and M. Morris (1999), *Relative Distribution Method in the Social Science*, Springer-Verlag New York, Inc.

- Hoover, E. (1937), *Location Theory and the Shoe and Leather Industries*, Harvard University Press, Cambridge
- Jacobs J. (1969), *The economy of cities*, Random House, New York
- Karlsson C, and Manduchi A. (2001), "Knowledge spillovers in a spatial context: a critical review and assessment". In *Knowledge, complexity and innovation systems*. Springer, Berlin Heidelberg NewYork
- Kim, Jae-Kyung and Hanho Kim (2011) "Testing Home Market Effect in Inter-Regional Trade of Korea", Paper presented at the 22nd Pacific Conference of Regional Science Association International
- Krugman, P.R. (1979), "Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade", *Journal of International Economics* 9: 469-479
- Krugman, P.R. (1980), "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade", *American Economic Review* 70: 950-959.
- Krugman, P.R. (1991), "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy* 99(3): 483-499
- Marshall, A. (1920), *Principles of Economics*, MacMillan, London
- Martin, Philippe, Thierry Mayerz and Florian Mayneris (2008), "Spatial concentration and rm-level productivity in France", *mimeo*.
- Melo, Patricia C., Daniel J. Graham and Robert B. Noland, (2009), "A meta-analysis of estimates of urban agglomeration economies", *Regional Science and Urban Economics* 39: 332–342

- Melitz, M. J. and Ottaviano, G. I. P. (2008), "Market size, trade, and productivity", *Review of Economic Studies*, 75: 295–316.
- Melitz, M. J. (2003), "The Impact of Trade on Intraindustry Reallocations and Aggregate Industry Productivity.", *Econometrica* 71(6): 1695-1725
- Melitz, M. J. and Stephen J. Redding (2012), "Heterogeneous Firms and Trade", NBER Working Paper 18652
- Okubo, T. and E. Tomiura (2010), "Industrial Relocation Policy and Heterogeneous Plants Sorted by Productivity: Evidence from Japan," Research Institute of Economy, Trade and Industry(RIETI) Discussion Papers 10016
- Okubo, T., Pierre M. Picard, Jacques-François Thisse (2010), "The spatial selection of heterogeneous firms", *Journal of International Economics* 82: 230–237
- Okubo, T. and Eiichi Tomiura (2011), "Productivity Distribution, Firm Heterogeneity, and Agglomeration: Evidence from firm-level data", Kobe University RIEB Discussion Paper
- Ottaviano, Gianmarco I. P. (2011), " 'New' new economic geography: firm heterogeneity and agglomeration economies", *Journal of Economic Geography* 11: 231–240
- Ottaviano, Gianmarco I. P. (2012), "Agglomeration, Trade and Selection", Centre for Economic Performance of London School of Economics and Political Science(CEP) Discussion Paper 1129
- Ohlin, B. (1933), *Interregional and International Trade*, Harvard University Press, Cambridge

- Porter, M. (1998), *Clusters and Competition: New Agendas for Companies, Governments, and Institutions in On competition*, Harvard Business School Press.
- Pavcnik, Nina (2002), "Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvement: Evidence from Chilean Plant.", *Review of Economic Studies* 69(1): 245–6.
- Rosenthal, S., and Strange, W. (2004), "Evidence on the nature and sources of agglomeration economies".in *Handbook of Urban and Regional Economics* (J. Henderson and J. Thisse (Eds)), Elsevier, Amsterdam
- Rosenthal, S., and Strange, W. (2008), "The attenuation of human capital spillovers", *Journal of Urban Economics*, In Press, Corrected Proof.
- Ruiz, L, and Utar H. (2009), "The impact of Chinese competition on Mexican maquiladoras: evidence from plant-level panel data", Univ. Colorado Working Paper
- Romer, P.M. (1986), "Increasing returns and long-run growth", *Journal of Political Economy* 94: 1002–037
- Rice, P., Venables, A. J. & Patacchini, E. (2006) "Spatial determinants of productivity analysis for the regions of Great Britain", *Regional Science and Urban Economics* 36: 727–752
- Saito, Hisamitsu and Munisamy Gopinath (2009), "Plants' self-selection, agglomeration economies and regional productivity in Chile", *Journal of Economic Geography* :1-20
- Syverson, C. (2004), "Market structure and productivity: a concrete example", *Journal of Political Economy* 112: 1181-1222

Syverson, C. (2011), "What Determines Productivity?", *Journal of Economic Literature* 49(2): 326–365

Trefler, D. (2004), "The long and short of the Canada-U.S. free trade agreement", *American Economic Review* 94(4): 870—875

Verhoogen, Eric A. (2008), "Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector", *Quarterly Journal of Economics* 123(2): 489–530

제3논문 무역자유화와 기업 마크업의 공간 이질성

3.1. 도입

기업(firm)은 단순히 특정 산출물을 투입물을 통해 창출하는 활동만을 하는 ‘공장(plant)’일 뿐만 아니라 이를 소비자에게 판매하여 새로운 ‘가치’를 창출하는 경제주체이다. 기업이 가치를 창출하기 위해서는 ‘시장’을 매개로 한 영업 활동이 수반되어야 하며, 이로 인해 영업활동도 역시 기업의 생산 활동에 결부내지는 포함되어, 하나의 생산과정의 하나로 볼 수 있다. 특히 이러한 영업 활동은 기업이 매질(媒質)이 되는 시장을 통해 다양한 소비자들이나 여타의 다른 기업들과 상호작용을 할 수 있는 중요한 수단으로서, 결국 이를 통해서 기업은 시장 내에서 다른 경제주체들과의 상호관계 가운데 스스로의 자리매김을 하게 된다. 이러한 기업의 자리매김에 대한 평가는 다양한 차원에서 가능하지만, 또한 가장 보편적으로 받아들이고 있는 것 중 하나가 바로 기업의 시장지배력 즉 기업이 자신의 산출물의 가격에 영향을 미쳐 가격을 임의로 설정할 수 있는 ‘능력’을 통한 평가라 할 수 있으며, 전통적으로 이는 기업이 가격설정 시 부과하는 마크업(markup)을 측정함으로써 이루어져 왔다.

한편 이러한 마크업은 적어도 경험적인 관점에서 기업의 실제 가격설정 및 마케팅 전략이나 행태 등의 다양성으로 인해 동일 산업 내 서로 다른 기업 사이뿐만 아니라 심지어 동일 기업 내 제품 간에도 이질적인 것이 사실이다. 그러나 적어도 경험적 차원에서 이러한 마크업의 이질성에 대한 연구는 마크업 추정 상의 방법론적인 한계로 인해 그리 많지 않은 것이 현실이다 (Bellone *et al.*, 2012).

비록 이론적인 차원에서의 접근이기는 하지만, 기업 간에 마크업의 이질성 중 공간적인 측면과 관련된 부분에 대한 관심은 Hotelling (1929)으로부터 시작되어 왔으며, Capozza and Van Order (1978), Greenhut, Norman, and

Hung(1987) 등을 통해 발전되어, 특히 산업조직론적 관점에서 공간적 경쟁과 마크업과의 관계를 규명하는 시도들이 있어왔다(Kaldor, 1935; Gabszewicz and Thisse, 1979; Pinkse *et al.*, 2002). 비슷한 맥락에서 신무역이론이나 신경제지리학에서도 마크업의 (공간적)이질성에 대한 접근이 최근 Melitz and Ottaviano (2008)의 발표 이후 지속적으로 이루어져 오고 있다. 특히 Melitz and Ottaviano (2008)은 단순히 한정된 범위의 시장에서 기업이 지닌 공간적 위상이 마크업에 미치는 영향을 분석해 왔던 기존의 연구들과는 차별적으로, 국제시장 및 국내시장 또는 지역시장 등 규모(scale)면에서 다차원적인 경쟁 환경과 개별 기업의 공간적 위상이 맞물려 마크업 결정에 영향을 미치는 상황을 전제하여 보다 현실성을 높이는 한편, 보다 다양한 정책적 함의를 제공할 수 있는 기틀을 마련하는데 기여한 바 있다. 이러한 Melitz and Ottaviano (2008)의 연구는 이후 경험적인 접근으로서의 Bellone *et al.* (2012), Zhao (2011), Lu, Tao and Yu (2012)나 Combes and Lafourcade (2011) 등에 중요한 영감을 주었으며, 지속적으로 관련 후속연구들도 뒤를 이어 이루어지고 있다.

이러한 기존연구들과 비슷한 맥락에서 본 연구는 개별 기업의 마크업의 공간적 이질성과 그 결정요인을 규명하고자 한다. 특히 국지적 시장의 규모와 집적, 그리고 이러한 요인과 보다 큰 시장 즉 국제시장으로의 개방과의 상호작용이 미치는 효과를 파악하고자 한다. 특히 이를 위해서는 먼저 개별기업 단위에서의 마크업 추정이 선행되어야 하는데, 본 연구는 기존의 생산 자료에 기반하여 마크업을 추정하는 Hall(1986)·Roeger(1995) 유의 기법이나 최근 개발된 De Loecker (2011), De Loecker and Warzynski (2012)의 기법의 한계를 극복할 수 있는 새로운 마크업 추정기법을 제안하고자 한다. 본 연구를 통해 제안된 마크업 추정기법은 De Loecker (2011) 등과 같이 생산 투입요소 중 조정비용이 없이 신축적으로 조정이 가능한 가변 투입요소(중간재)의 최적 투입결정과 관련된 1계 조건을 이용한다는 공통점이 있지만, 기존기법이 추정과정에서 기본적으로 ‘패널설정(panel setting)’이 요구되는 Olley and Pakes (1996;이하 OP)나, Levinsohn and Petrin (2003; 이하 LP) 등 ‘대리 변수법’을 활용함으로써 횡단면 자료 등을 포함하여 온전한 패널설

정이 되어 있지 않은 미시적 생산자료에는 적용할 수 없다는 한계를 극복하는 것을 시도하였다. 사실 활용 가능한 미시적 자료 특히 기업 내지는 공장 수준의 자료 중에는 완전한 패널설정을 갖추지 못한 자료들이 존재하며, 사실 오히려 온전한 패널설정을 갖춘 자료가 보다 드문 것이 보다 현실적이라는 점을 고려한다면, 본 연구를 통해 제안된 추정기법은 충분한 연구적 가치를 지닐 수 있을 것으로 생각된다.

3.2. 마크업의 공간적 이질성

3.2.1. 마크업의 공간적 이질성에 대한 이론적 접근

비록 이론적인 차원에서의 접근이기는 하지만, 기업 간에 마크업의 이질성 중 공간적인 측면과 관련된 부분에 대한 관심은 Hotelling (1929)으로부터 시작되어 왔으며, Capozza and Van Order (1978), Greenhut, Norman, and Hung (1987) 등을 통해 발전되어, 특히 산업조직론적 관점에서 공간적 경쟁과 마크업과의 관계를 규명하는 시도들이 있어왔다(Kaldor, 1935; Gabszewicz and Thisse, 1986; Pinkse *et al.*, 2002). 비슷한 맥락에서 신무역이론이나 신경제지리학에서의 마크업의 (공간적)이질성에 대한 접근은 사실상 Melitz and Ottaviano (2008)로부터 시작되었다고 봐도 과언이 아니다. 사실 Melitz and Ottaviano(2008) 이전까지 해당분야에서 마크업은 항상 일정한 상수로 취급되어, 관심의 대상이 아니었기 때문이다. 가령 신무역 및 신경제지리학의 모태가 되었던 Krugman (1979, 1980)은 모두 Dixit and Stiglitz (1977)에 의해 개발된 독점적 경쟁모형(monopolistic competition model)을 활용하여, 무역 및 집적현상의 기제를 일반균형모형을 통해 구현하였다. 이때 대표 소비자의 선호체계를 CES효용함수에 기반하여 기술한 Dixit and Stiglitz(1977)의 독점적 경쟁모형은 비록 개별 기업이 가격설정에서의 시장지배력을 일정부분 반영하기는 하지만, 기업 간에 전략적 상호작용을 포함하지 못하였을 뿐 아니라, 모든 기업의 마크업이 주어진 모수(보다 정확하게는 대체 탄성치)하에서 일정한 상수로 되어, 적어도 동일 산업 내에서는 동질적인 것으로 취급할 수밖에 없다. 이후 이러한 Krugman (1979, 1980)의 전통을 따르는 Krugman (1991), Fujita *et al.* (1996) 등 보다 발전적인 모형들이 등장했지만, Dixit and Stiglitz (1977)의 독점적 경쟁모형 전통을 따른 관계로 역시 마크업의 이질성은 관심의 대상에서 제외되어 왔다.

이처럼 간과되어 온 마크업 이질성은 Bernard *et al* (2003) 등에 의해서 간헐

적으로 조금씩 다루어져 왔지만, 역시 기업 간에 존재하는 가격설정의 차이 그리고 보다 정확하게는 마크업의 이질성에 대한 만족스러운 설명을 제공하지 못했는데, 이는 기업의 마크업 결정에 매우 제한적인 이해만이 반영된 베르뜨랑(Bertrand) 경쟁모형에 의존하고 있기 때문이었다.

마크업의 이질성이라는 새로운 측면을 신무역이론이나 신경제지리학 이론 모형에 도입하여 의미 있는 예측을 도출한 연구는 사실상 Melitz and Ottaviano (2008)가 등장하면서 시작되었다. Melitz and Ottaviano (2008)은 우선 시장의 경쟁적 환경을 기술함에 있어, Dixit and Stiglitz (1977)의 독점적 경쟁모형에서 탈피, 수평적 제품 차별화의 효과를 나타내는 이차항의 하위 효용(subutility)이 포함된 준 선형(quasi-linear)효용함수에 기반 한 Ottaviano, Tabuchi and Thisses (2002)의 독점적 경쟁모형을 활용하였다. 또한 이를 통해 개별 기업의 마크업을 외생변수가 아닌, 모형 내에서 결정되는 내생변수로 간주하는 분석을 시도하였다. 이와 함께 Melitz (2003)과 같이 무역자유화 등의 효과가 발현되는 통로를 생산요소 시장(보다 정확하게는 노동시장)에서의 자원 확보경쟁이 아닌, 제품시장에서의 직접적인 판매경쟁으로 대치함으로써, 영업활동 전략으로서의 마크업의 의미를 보다 분명히 하였다.

이러한 Melitz and Ottaviano (2008)을 통해 제안된 이론적 예측 중 특히 기업수준에서의 마크업의 이질성과 관련된 부분은 다음과 같다. 우선 기업수준에서 마크업은 해당기업의 생산성에 증가함수(+)이며, 수출시장에 참여 상태나 정도에 증가함수(+)일 수 있다. 이는 상대적으로 높은 생산성을 갖는(그래서 낮은 한계비용을 가진) 기업은 그렇지 못한 기업에 비해, 가격을 낮게 설정함으로서 매출신장 및 이로 말미암는 수익 증대를 경험하게 된다. 그러나 이들의 높은 생산성으로 말미암는 비용우위를 온전히 가격으로 전이하지 않을 수 있는 여지를 갖고 있기 때문에, 수익증대를 위해 보다 높은 마크업을 부과할 수 있다. 또한 수출시장에 참여하는 기업은 내수시장만 상대하는 기업들에 비해 높은 생산성을 갖게 되기 때문에 동일한 이유로 보다 높은 마크업을 부과하게 된다. 한편 공간적으로는 해당기업이 입지해 있는 시장규모의 크기에는 감소함수(-)일 수 있게 된다. 규모가 큰 시장에서는 보다 많은 제품 및 기업들을 수용할 수 있게 되며, 이로 인해 보다 강한 제품시장에

서의 판매경쟁이 유발되게 된다. 이러한 경쟁은 기업들로 하여금 가격을 낮추어 설정하도록 유도하게 되며, 외생적인 한계비용(생산성)을 낮출 수 없는 관계로 결국 마크업을 낮추는 방향으로 기업들이 경쟁에 대응하게 된다는 것이다. 마지막으로 산업적 차원에서 무역자유화로 인한 시장개방은 개별기업에게는 그 자체로 시장규모의 확대와 같은 효과를 갖게 되며, 특히 수입측면에서의 해외 기업들의 침투(import penetration)정도의 증가는 해당시장에서의 판매경쟁의 정도를 급격하게 높여주는 효과를 유발하게 된다. 물론 이러한 결과가 무역자유화가 쌍방적이거나 기업들의 이전이 발생하지 않고 제품수출입만이 존재하는 단기적인 현상에 국한된 것으로서, 일방적인 시장개방은 단기적으로 기업들의 마크업에 부정적인 영향을 줄 수 있게 된다.

3.2.2. 마크업의 공간적 이질성에 대한 경험적 접근

국지적(또는 국제적) 시장의 경쟁 환경이 기업의 전략 특히 마크업 설정을 포함한 가격성질 전략에 어떻게 영향을 미치는가를 설명하기 위한 경험적인 연구들은 Melitz and Ottaviano (2008)이 등장하기 전에도 무수히 많이 이루어진 바 있다(Tybout, 2003). 가령 Bresnahan and Reiss (1991)나 Campbell and Hopenhayn (2005)은 서비스 및 도매부문에 대해 국지적 시장규모가 평균적인 마크업과의 관계의 규명을 시도한 바 있었다. 한편 이들이 주로 지리적으로 고립된 서비스부문에 대한 연구라면, Syverson (2004, 2007)은 제조업에서 국지적 시장규모와 마크업과의 관계에 대한 유의미한 함의를 제공한 바 있다. Syverson (2004, 2007)은 미국의 레디믹스드(ready-mixed) 콘크리트 공장자료를 활용하여, 공장밀도가 생산성과 가격에 미치는 효과를 각각 연구하였다. 해당연구를 통해 공장밀도가 높은 국지적 시장에서 보다 높은 생산성하한(下限)으로 말미암아 평균적으로 높은 생산성을 가진 공장들이 생존하는 반면 낮아진 가격 상한(上限)으로 인해 평균가격은 낮아지는 현상이 발견되었다. 이는 공장밀도가 증가함에 따라 한계비용 대비 가격으로 정의된 마크업의 변화정도는 불분명함을 의미하는 것으로 이에 대한 추가적인 연구가 필요함을 역설하고 있다. 한편 앞서 언급한 바 있는 Melitz and Ottaviano (2008)

은 하나의 일반균형모형으로 이러한 연구결과들을 담아낸 것은 물론 새로운 이론적 예측들도 함께 내놓았다. 그리고 이후 이러한 Melitz and Ottaviano (2008)의 이론적 예측을 검증하는 시도들이 이어져 왔으며, 그 중에서 Bellone *et al.* (2009)은 1996- 2004년 프랑스 제조업의 기업수준의 가격-비용 마진(price cost margins: PCMs)자료를 바탕으로 마크업 추정기법 중 Hall (1986)유의 기법(Hall, 1986, 1988; Domowitz *et al.* 198; Roeger, 1995)을 적용, Melitz and Ottaviano (2008)의 이론적 예측을 검증한 결과, 매우 우호적인 증거들을 발견하였다. 반면 Zhao (2011)은 Melitz and Ottaviano (2008)의 이론 모형에 기업의 생산성이 집적에 항상 단조 증가함수라는 가정을 포함시킨 수정모형을 제시한 바 있지만, 이론적인 차원에서는 집적이 마크업에 미치는 효과는 명확하게 규명하지는 못하였다.¹⁾ 다만 역시 Hall(1986)유의 기법을 적용, 중국의 기업수준의 자료를 활용하여, 집적이 가격-비용 마진에 미치는 유의미한 음의 효과만을 발견하였다. 또한 Zhao (2011)와 같은 맥락에서 Lu, Tao and Yu (2012)는 1999-2005년 중국 제조업체 연간 서베이 자료를 바탕으로 De Loecker and Warzynski (2012)의 마크업 추정기법을 적용하여, 집적이 기업의 마크업에 미치는 인과적인 효과를 식별하기 위해 준 실험(quasi-experiment)의 일환으로서 Differece in Difference (DID)추정을 시도하였다. 추정결과 역시 Zhao (2011)와 유사하게 집적은 기업 마크업에 대해 유의미하면서도 음의 효과를 가지고 있음을 보여주었다.

이와는 별도로 Combes and Lafourcade (2011)도 역시 마크업의 공간적 이질성과 관련하여서 의미 있는 연구로서 고려될 필요가 있다. 해당연구는 프랑스 자료로부터 직접 추정한 구조방정식의 모수(parameter)들을 활용하여, 설정된 일반균형모형에 대한 모의실험(simulation)을 시도한 바 있다. 그 결과 한계비용과 가격 모두 중심부에서 주변부로 이동함에 따라 증가하지만, 가격-비용 마진은 오히려 중심지에서는나 주변지역 모두에서 크지만, 중간지역에서는

1)Zhao (2011) 모형에서는 집적이 기업의 마크업에 긍정적인지 또는 부정적인지가 불분명해지는데, 이는 모형 내에서 집적이 생산성을 증진시켜주고 그래서 한계비용을 낮추지만, 또한 기업의 가격을 낮추는 효과가 함께 발생하게 되기 때문이다. 다만 Zhao (2011)에서 제시한 수치해석적인 결과는 집적이 기업 마크업에 부정적인 영향을 가질 가능성이 보다 높은 것으로 나타났다.

낮아지는 U자형 구조를 갖게 됨을 발견하였다. 이는 중심지역에서는 집적에 의한 한계비용의 감소효과가 경쟁으로 인한 가격인하 효과를 압도하고, 주변부에서는 반대로 집적 및 경쟁의 완화로 인한 가격인상이 한계비용의 증가효과를 압도하기 때문에 가격과 한계비용의 차로 정의되는 가격-비용 마진은 두 지역 모두에서 상대적으로 중간지역에 비해서 커지게 되는 독특한 현상이 발생할 수 있음을 보여준 바 있다. 이러한 비단조적인 효과는 직접적으로 자료에 기반 한 계량경제학적 검증을 요구하는 대목이라 할 수 있다.

이러한 기존연구들과 비슷한 맥락에서 본 연구는 개별 기업의 마크업의 공간적 이질성과 그 결정요인을 규명하고자 한다. 특히 국지적 시장의 규모와 집적, 그리고 이러한 요인과 보다 큰 시장 즉 국제시장으로의 개방과의 상호작용이 미치는 효과를 파악하고자 한다. 이를 위해서는 먼저 개별기업 단위에서의 마크업 추정이 선행되어야 한다. 이는 다음 절에서 살펴보도록 하자.

3.3. 생산 자료로부터 마크업을 추정하는 기법

3.3.1. Hall (1986) 유의 추정법과 한계

우선 ‘마크업(markup)’의 개념을 다음과 같이 나타내어 보자.²⁾

$$\frac{p - mc}{p} = 1 - \frac{mc}{p} = 1 - \frac{1}{e^{\psi}}$$

여기서 p 는 기업이 부과한 시장 판매가격을, mc 는 한계비용을 의미하며, 가격과 한계비용의 비인 $e^{\psi} \left(= \frac{p}{mc} \right)$ 가 바로 마크업이다. 이처럼 개념적으로 명료한 마크업을 실제 경험적으로 측정하기 위해서는 난관이 존재하는데, 그것은 바로 적어도 실제 관측은 가능한 가격 p 에 비해서, 한계비용 mc 는 관측하기조차 어렵다는 점³⁾이다. 이로 인해 그 동안 특히 마크업의 추정은 관측하기 어려운 한계비용 대신 대리변수(평균비용 등)를 활용하거나 기업 및 해당제품의 수요함수를 추정하여 간접적으로 마크업을 추정하는 기법⁴⁾들이 선호되어 왔다.

한편 이러한 자료의 가용의 한계에 대해, 80년대 후반, 부문별로 산출량과 생산요소 투입량의 단기적인 변동에 관한 정보를 활용하여, 한계비용 대비 가격이라는 마크업을 추정하는 새로운 방법론이 등장하게 되었다(Hall, 1986).

2) 해당 식을 ‘러너지수(Lerner index)’라 지칭한다. 러너지수는 완전경쟁 하에서는 가격은 한계비용이 같아지게 되며, 이때 값이 0이 된다. 가격이 한계비용을 초과할 경우, 해당지수는 양수가 되며, 0과 1사이의 값이 된다.

3) 이처럼 관측하기 어려운 한계비용을 대신해서 평균비용을 활용하는 대안이 있을 수 있고, 또한 있어 왔지만, 불완전 경쟁적 환경에서 장기적으로 한계비용과 평균비용이 일치되지 않은 경향이 있어, 이를 통해 추정된 마크업 추정은 일정 정도 오차를 감수해야 한다.

4) 사실 그 동안 수요추정을 통해 마크업을 추정하는 기법들에 대한 연구가 주류를 이루어 왔으며, 이에 대한 발전이 큰 폭으로 이루어져 온 것도 사실이다. 이들 연구들은 주로 먼저 수요(또는 수요체계)를 추정하고, 가격 설정과 관련하여서 기업의 행태가정을 첨부, 마크업을 구하는 전형적 틀을 따르고 있다. 그러나 De Loecker (2011)의 지적과 같이 이 같은 전형적인 접근법은 매우 세세한 시장자료(가령 가격, 판매량, 제품의 특성 등)가 요구되며, 특히 최근에는 소비자 수준에서의 속성정보까지 활용하는 경우가 많아지고 있지만, 이러한 자료들을 항상 구할 수 있는 것은 아니라는 한계가 부각되고 있다.

우선 Hall(1986)은 보통의 생산자료 상 정보만을 활용하여, 수요나 가격설정과 관련한 어떠한 가정이나 제약조건이 필요하기 않는 마크업 추정기법을 개발·제안하였다.⁵⁾ 사실 이러한 Hall의 방법론의 통찰은 매우 단순한 것으로서, Solow (1957)의 총요소생산성 측정법에 담겨있는 아이디어에 기초한 것이라 할 수 있다. 우선 완전 경쟁적 시장 환경에서는 특정 투입요소에 대해 지불한 비용이 총비용에서 차지하는 비중과 총 수입에서의 차지하는 비중 간에는 차이가 존재할 수 없다. 그러나 만일 실제 자료 상 두 비중 간에 차이가 존재한다면, 이는 불완전 경쟁으로 말미암은 마크업에 의한 것으로서 해석이 가능하며, 이러한 차이를 활용하여 마크업을 추정할 수 있게 된다.

우선 앞서의 논의와 일관성을 유지하기 위해, 기본적인 설정은 앞서 제시한 바 있는 다음과 같은 설정을 사용하자. 우선 I 개의 기업($i=1,...,I$)과 T 기($t=1,...,T$)으로 구성된 2차원 패널자료가 있다고 하자. 이 중 i 번째 기업의 t 기 동안 투입요소 벡터는 $(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it})$ 으로서 각각 숙련노동(L_{it}^s), 비숙련노동(L_{it}^u), 자본, 중간재를 의미한다. 그리고 해당 변수의 로그값은 역시 $(q_{it}^s l_{it}^s, l_{it}^u, k_{it}, m_{it})$ 으로 바꾸어 나타내자. 또한 앞서와 같이 해당 기업(보다 정확하게는 기업 또는 공장의 운영자)이 t 기가 시작되는 시점에 예측한 해당 기간의 Hicks 중립적인 생산성 수준의 로그값은 $\omega_{it}(\in R)$ 로 나타내자. 이러한 설정 하에서 t 기 동안 i 번째 기업의 투입 및 산출의 관계를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$Q_{it} = F(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it}) e^{\omega_{it}} \quad (3.1)$$

여기서 $F(\cdot)$ 는 생산함수를, Q_{it} 는 기업의 입장에서 주어진 투입벡터 $(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it})$ 에 대해 t 기 동안 생산할 것으로 예측된 산출량을 의미한다. 단 논의의 단순화를 위해 측정오차 및 예측되지 않은 생산성을 의미하는 ϵ_{it} 은 제외하기로 한다. 위의 식을 시간 t 에 대해 1계 차분하여 정리하면, 생산함수

5)이처럼 단순히 생산 자료에 기반하여 마크업을 추정하는 Hall(1986) 유의 추정법을 De Loecker (2011)은 수요추정법에 대응하여 ‘생산 접근법(Production-Approach)’으로 지칭한 바 있다.

의 다음과 같은 1차 근사(first order approximation)식을 구할 수 있게 된다.

$$\Delta q_{it} = \sum_h \beta_{it}^h \Delta h + \Delta \omega_{it} \quad (\text{단, } h = (l_{it}^s, l_{it}^u, k_{it}, m_{it})) \quad (3.2)$$

여기서 $h = (l_{it}^s, l_{it}^u, k_{it}, m_{it})$, $q_{it} = \ln Q_{it}$ 이며, β_{it}^h 은 해당기업의 해당기간 동안 h 투입요소에 지출액이 총비용에서 차지하는 비중을 의미한다. 이를 통해 결국 산출량의 (단기적) 변동은 각 생산요소들의 투입량의 변동을 해당 요소의 지출액의 비중으로 가중한 합과 생산성 변동의 합으로 설명될 수 있다. 이때 h 투입요소에 지출액이 총수입(또는 총매출)에서 차지하는 비중 α_{it}^h 으로, 그리고 마크업 $\psi_{it} \left(= \frac{p_{it}}{mc_{it}} \right)$ 으로 나타낸다면, 총비용에서 차지하는 비중과 총수입에서 차지하는 비중 간에는 $\beta_{it}^h = \mu_{it} \alpha_{it}^h$ 관계가 존재하기 때문에, 위의 식은 다음과 같이 나타낼 수 있게 된다.

$$\Delta q_{it} = \psi_{it} \sum_h \alpha_{it}^h \Delta h + \Delta \omega_{it} \quad (\text{단, } h = (l_{it}^s, l_{it}^u, k_{it}, m_{it})) \quad (3.3)$$

식 (3.3)에서 쉽게 파악할 수 있듯이, 단지 생산량 및 생산요소 투입량, 총수입에서 차지하는 비중 등의 패널자료 만 있으면, 마크업을 추정할 수 있게 된다. 물론 사실 식(3.3)만으로는 기업 특정한 ψ_{it} 을 구할 수 없기 때문에, 일반적으로는 주어진 시장 내 기업 간에 동일 마크업(즉 $\psi_{it} = \psi$)을 가정한다든지 또는 특정 기업 집합의 평균 마크업 특히 외생적인 변수들 가령 민영화, 무역자유화, R&D, 수출 등의 변수들과 생산요소 투입량 변동의 가중평균 항과 교차 항을 통해서 이들 변수들이 마크업에 미치는 평균적 효과들을 추정할 수 있다(De Loecker, 2011). 그리고 이상의 Hall 유의 마크업 추정기법은 Hall (1986)에 의해 처음 제시된 이후 Hall(1988, 1990), Domowitz *et al.*,(1988), Waldmann (1991), Morrison (1992), Norrbin (1993)등의 연구를 통해 보다 세련된 형태로 발전되어 왔다.

그러나 생산함수 추정에서와 같이 Hall의 마크업 추정법에도 역시 연구자에게는

관측되지 않지만 기업 운영의 주체에게는 관측되는(또는 예측되는) 생산성(의 변동)과 투입량(의 변동) 간에 존재하는 동시성(simultaneity)으로 인해, 추정된 마크업 모수에 편의가 발생할 소지를 안고 있다는 문제점을 가지고 있다. 이러한 문제에 대해 패널자료임을 감안하여 고정효과 모형이나 도구변수법⁶⁾ 등을 활용하는 대안들이 해결책으로 거론되어 왔었지만, 이 역시 그리 만족스럽지 못하는 평가를 받아 온 것으로 알려져 있다(Griliches and Mairesse, 1995; De Loecker, 2011).

한편 Roeger(1995)은 이러한 Hall의 기법에 상존하는 설명변수와 오차항간의 상관관계로부터 발생하는 문제를 극복할 다음과 같은 방안을 제안한 바 있다. 우선 식 (3.3)을 예측된 생산성 수준의 1계 차분 $\Delta\omega_{it}$ 을 중심으로 정리하게 되면, 다음과 같아진다.

$$\Delta\omega_{it} = \Delta q_{it} - \left(\psi_{it} \sum_h \alpha_{it}^h \Delta h \right) \quad (\text{단, } h = (l_{it}^s, l_{it}^u, k_{it}, m_{it})) \quad (3.4)$$

이처럼 식 (3.4)를 설정할 경우, $\Delta\omega_{it}$ 는 일종의 Solow 잔차, 그 중에서도 원자료에 기반 한 Solow 잔차라 할 수 있다. 이때 쌍대성(duality)의 원리에 따라 Solow 잔차의 쌍대 버전(dual version)도 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\Delta\omega_{it}^D = \left(\psi_{it} \sum_h \alpha_{it}^h \Delta r^h \right) - \Delta p_{it} \quad (\text{단, } h = (l_{it}^s, l_{it}^u, k_{it}, m_{it})) \quad (3.5)$$

여기서 r^h 는 $h = (l_{it}^s, l_{it}^u, k_{it}, m_{it})$ 에 해당하는 각 생산요소의 가격을 의미한다. 이때 쌍대성 원리에 따라 원 Solow 잔차(primary solow residual) $\Delta\omega_{it}$ 와 쌍대 Solow 잔차(dual solow residual) $\Delta\omega_{it}^D$ 가 동일해야 하기 때문에 식 (3.4)에 식 (3.5)를 대입하여 정리하면 다음과 같은 식을 도출하게 된다.

6) 도구변수로서 산업전체적인 실질 GDP, 군비(military spending)나 유가(oil price) 그리고 심지어 대통령의 정당 등 집계된 수요 측 요인변수(aggregate demand factors)들이 사용되고 있지만, 그러나 이러한 도구들 중 일부는 실제로는 구할 수 없다는 점에서 비판이 있어왔다. 게다가 도구변수 접근법과 관련된 문제는 작은 표본에서 이러한 프로시저(procedure)가 단순한 OLS추정치에 비해 상대적인 메리트가 있는지가 확실하지 않다는 문제가 있다. 예를 들어 도구변수와 생산성 증가 사이에 매우 적은 상관관계는 OLS에서 나타나는 편의보다 보다 문제가 있을 수 있음이 증명된 바 있다(Caballero and Lyons, 1989). 특히 공장단위에서의 분석에서는 제시된 내생성을 제어하는데 유용하지 않는 것으로 알려져 있다.

$$(\Delta q_{it} + \Delta p_{it}) = B_{it} \sum_h \alpha_{it}^h (\Delta h + \Delta r^h) \quad (3.6)$$

여기서 $B_{it} = 1 - \frac{1}{\psi_{it}} = \frac{p_{it} - mc_{it}}{p_{it}}$ 즉 러너지수(Lerner index)을 나타낸다. 식 (3.6)에는 앞서 언급한 바와 같이 문제가 되었던 생산성 향이 제거되었기 때문에, 단순히 오차항 ϵ_{it} 만 추가해서 추정하게 되면, 일치성 있는 마크업 B_{it} 의 추정치를 얻을 수 있다. 그리고 이후 해당모형은 Basu and Fernald (1997), Klette (1999), Konings *et al.* (2005a and 2005b) 등에 의해 보다 정당한 형태로 발전·다듬어져 왔다.

그러나 이처럼 Hall(1986)의 맥(脈)을 이은 Roeger (1995) 유의 추정기법에도 다음과 같은 한계점들이 존재한다. 우선 식 (3.6)에서 확인할 수 있듯이 해당기법의 추정에는 각 생산요소의 가격에 대한 정보가 함께 요구된다. 사실 노동이나 중간재 등과 같이 상대적으로 해당 가격에 대한 정의가 명확하고, 또한 취득하기에도 용이한 경우에는 문제가 되지 않겠지만, 자본 특히 자본가격 정보와 관련해서는 심각한 난점이 있는 것이 사실이다. 보통 자본가격(보다 정확하게는 자본서비스에 대한 가격) 산정 시 기업이 보유하고 있는 각기 상이한 자본에 대한 개별적인 감가상각에 대한 가정들이 요구되게 된다. 이를 해결하기 위해 종종 관련 연구들에서는 규모의 수익불변 가정을 통해 직접적으로 자본가격(비용) 산정의 수고를 우회하는 전략들을 취하고 있는데, 이 역시 특히 기업 내지는 공장과 같이 미시적인 단위에서는 매우 불편한 가정인 동시에 만일 투입량 전체의 변동이 비례적으로 산출의 변동으로 이어지는 가정이기 때문에, 사실 마크업 추정 자체에도 일정부분 영향을 줄 수 있다는 문제를 내포하고 있다(De Loecker, 2011). 이와 함께, 앞서 언급한 바와 같이 Hall 및 Roger 유의 마크업 추정기법을 통해 추정된 마크업은 주어진 시장 내 표본 기업 전체의 평균 마크업이나 외생적인 변수들과의 교차 항을 통해 식별된 특정 그룹의

7) 사실 규모의 수익불변($\lambda=1$)의 가정 하에서 Roger의 식을 통해 러너지수 B의 불편 추정치를 구할 수 있다. 그러나 만일 규모의 수익체증이 존재할 경우, 마크업 추정에서 과소추정 편이가 발생하게 된다.

평균적인 마크업으로서, 본 연구와 같이 마크업 자체의 분포(지역적 분포)가 자체가 무역자유화와 같은 외부환경 변화에 어떻게 반응하는지에 대한 연구 등에 활용하기에는 적절하지 않다는 한계 역시 존재하게 된다.

3.3.2. De Loecker (2011) 등이 제안한 기법

한편 이러한 Hall 및 Roger 유 추정기법의 단점을 넘어서기 위해 De Loecker (2011), De Loecker and Warzynski (2012)은 조정비용이 없이 신축적으로 조정이 가능한 가변 투입요소의 최적 투입결정과 관련된 1계 조건을 통해 마크업을 추정하는 다음과 같은 방법을 제안하였다. 앞의 논의와 일관성을 유지하기 위해, 조정비용이 없는 투입요소를 중간재이라고 상정하고⁸⁾, 앞서 제시된 생산함수를 기반으로 불완전 경쟁적인 산출물 시장 하에서, 기업이 단기적으로 해당기간 동안의 중간재 투입⁹⁾에 대한 다음과 같은 비용최소화 문제를 푼다고 가정하자.

$$\text{Min}_{M_{it}^*} p_t^M M_{it} + \Lambda_{it} \{Q_{it} - F(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it})e^{\omega_{it}}\} \quad (3.7)$$

여기서 p_t^M 은 중간재의 가격(완전경쟁적 중간재 시장의 가격)을 의미한다. 또한 봉제선 정리(envelope theorem)에 따라, 승수 Λ_{it} 는 최적화 조건이 만족될 경우 기업 i 의 한계비용을 의미하게 된다. 한편 이때 M_{it} 에 대한 비용최소화의 1계 조건은 다음과 같아지게 된다.

8)본 연구 제1논문에서 언급한 바와 같이 노동 등은 조정비용 또는 조정마찰이 없는 생산요소라 말하기 곤란한 측면이 있음에도 De Loecker (2011), De Loecker *et al.* (2012) 등은 노동 등을 신축적인 생산요소로 상정하여 논의를 이어갔다. 본 연구는 제1논문에서와 같이 신축적인 생산요소는 중간재 투입뿐이라고 상정하고 있는데, 이는 이러한 선행연구와 차별점이라 할 수 있다.

9)앞서 언급한 바와 같이 중간재를 제외한 다른 생산요소(노동이나 자본 등)의 경우 조정마찰이 존재하기 때문에 이상과 같은 단기적인 안목으로 투입의사결정을 할 수 없게 된다. 이로 인해 단기적으로 신축적인 조정이 가능한 중간재 투입만을 최적화에 고려하게 된다. 중간재 투입만이 신축적이며 단기적 의사결정의 대상이라는 가정은 Gandhi *et al.*(2011)뿐만 아니라 Petrin and Sivadasan(2011) 등 다양한 연구들에서 받아들여지고 있다.

$$\Lambda_{it} \left[\frac{\partial F(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it})}{\partial M_{it}} \right] e^{\omega_{it}} = p_t^M \quad (3.8)$$

이제 비용최소화 1계 조건의 좌변에 $\frac{F(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it})}{F(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it})}$ 을 곱해주며, 식 (3.1)을 활용하는 한편, 양변에 $\frac{M_{it}}{P_{it}Q_{it}}$ 을 곱해주면, 다음과 같은 관계식을 얻게 된다.

$$\left(\frac{\Lambda_{it}}{P_{it}} \right) \left[\left(\frac{\partial Q_{it}}{\partial M_{it}} \right) \frac{M_{it}}{Q_{it}} \right] = \frac{p_t^M M_{it}}{P_{it} Q_{it}} \quad (3.9)$$

이때 마크업(정확하게는 (log)마크업) $\psi_{it} = \ln \left(\frac{P_{it}}{\Lambda_{it}} \right)$ 로 정의할 경우, 식(3.9)는 다음과 같아지게 된다.

$$\left[\left(\frac{\partial Q_{it}}{\partial M_{it}} \right) \frac{M_{it}}{Q_{it}} \right] = \xi_{it}^m = e^{\psi_{it}} \left(\frac{p_t^M M_{it}}{P_{it} Q_{it}} \right) \quad (3.10)$$

식 (3.10)은 조정마찰이 없는 신축적인 투입요소(중간재)의 산출 탄성치 ξ_{it}^m 와 해당 투입요소가 수입에서 차지하는 비중 간의 비가 바로 ‘마크업’이 될 수 있음을 보여준다. 이러한 접근법이 Hall(1986) 유의 기법과 다른 점은, Hall 유의 기법이 모든 투입요소에 적용되는 수입비중과 비용비중 간의 공통적인 차이를 통해 마크업을 추정한다면, 해당 접근법은 조정비용이 없는 신축적인 투입요소의 산출 탄성치와 해당 투입요소의 수입비중간의 비율을 통해 마크업을 추정한다는 점이라 할 수 있다. 특히 이러한 차이는 앞서 언급한 바와 같이 적절한 자본비용 산정의 어려움을 내포하는 Hall 유의 기법의 난점과 관련하여서, 조정비용의 존재로 인해 자본을 고려 대상에서 제외할 수 있어, 상대적으로 마크업 추정 시 큰 장점이 될 수 있는 부분이 된다. 이제 남은 작업은 적절한 계량경제학적 기법을 통해 해당 투입요소의 산출 탄성치와 수입비중 정보만 취득하면 되며, 이는 더욱이 일반적이면서도 보통의 생산 자료를 통해 쉽게 추정할 수 있는 것이다. 특히 산출 탄성치 추정 시 관측되지 않는 생산성으로 인한 내생성 문제를 해결할 수 있는 기법을 적용

할 경우, 또한 Hall 유의 접근법 적용에 장애가 되는 마크업 추정의 편의문 제도 함께 해결 할 수 있게 된다.

그러나 이러한 장점에도 불구하고, 산출 탄성치를 취득하기 위해 De Loecker *et al.* (2010) 및 De Loecker (2011) 등은 Olley and Pakes (1996; 이하 OP)나 , Levinsohn and Petrin (2003; 이하 LP) 등 ‘대리변수법’을 활용하는 것을 전제하고 있다는 결립돌도 함께 내포하고 있음에 주목할 필요가 있다. 물론 이러한 대리변수법을 활용할 경우 일치성 있는 산출 탄성치를 구할 수 있는 것은 사실이다. 그러나 이러한 대리변수법은 기본적으로 ‘패널설정 (panel setting)’을 요구하게 된다.¹⁰⁾ 분명 활용 가능한 미시적 자료 특히 기업 내지는 공장수준의 미시자료 중에는 완전한 패널설정을 갖추지 못한 경우가 빈번하게 존재하며, 오히려 온전한 패널설정을 갖춘 자료가 보다 드문 것이 사실이다. 이 경우 대리변수법은 물론 이에 기반하여 전개된 De Loecker *et al.* (2010) 및 De Loecker (2011)의 접근법을 통한 마크업 추정은 사실 상 불가능하게 된다. 이러한 한계를 감안하여 본 연구는 횡단면 자료 등을 포함하여 온전한 패널설정이 되어 있지 않은 미시적 생산 자료에도 적용 가능한 마크업 추정법을 다음과 같이 제시하고자 한다.

3.3.3. 새로운 마크업 추정기법 제안

우선 본 연구의 마크업 추정법을 살펴보기 전에 한 가지 언급하고 싶은 것은 흥미롭게도 식 (3.10)이 생산함수 추정 시 Gandhi *et al.* (2011)의 1단계에서 제시된 식과 사실 상 동일한 조건식이라는 점이다. 결국 생산함수의 일치성 있는 모수를 추정하는 것이나 역시 일치성이 있는 마크업을 구하는 것 모두 결국 조정마찰(또는 비용)이 없이 신축적으로 조정 가능한 투입요소의 비용 최소화 조건에서 필요한 정보를 구할 수 있다. 이로 인해 결국 식 (3.10)의 설정은 제 1논문에서 제시한 생산함수 추정을 위한 설정과 같은 맥락에서 접근할 수 있다.

10) 이와 관련한 구체적인 논의는 제 1논문을 참조하기 바란다.

이러한 견지에서 본 연구에서는 제 1논문과 같이 생산함수 $F(\cdot)$ 의 형태를 다음과 같은 CES (Constant Elasticity of Substitution) 함수로 상정하였다.

$$Q_{it} = C \left[\alpha_{ls} (L_{it}^s)^\delta + \alpha_{lu} (L_{it}^u)^\delta + \alpha_k (K_{it})^\delta + \alpha_m (M_{it})^\delta \right]^{\frac{\gamma}{\delta}} e^{\omega_{it}} \quad (3.11)$$

여기서 δ 는 생산요소(노동, 자본, 중간재)간의 대체 탄성치 파라메타($\delta = \frac{1}{1-\rho}$: ρ 는 대체 탄성치)를, γ 는 규모의 수익(return to scale)을 나타내는 규모의 탄성치 파라메타를 의미하며, $\alpha_{lu}, \alpha_{ls}, \alpha_k, \alpha_m$ ($\alpha_{lu} + \alpha_{ls} + \alpha_k + \alpha_m = 1$)은 각각의 생산요소의 배분몫을, C 는 상수를 나타내며, 모두 해당 기업이 속한 산업의 평균적인 경향성을 나타내는 파라메타라고 할 수 있다. 그리고 기업의 의사결정에 반영되는 산출량 Q_{it} 에 측정오차 및 기업 입장에서 예측불가능 한 외생적인 생산성 ϵ_{it} 이 포함되어 관측되는 산출량을 $Y_{it}(=Q_{it}e^{\epsilon_{it}})$ 로 나타내자. 이러한 생산함수를 구성하고 있는 모수들은 제 1논문에서 제시한 생산함수 추정법으로 예측된 생산성 ω_{it} 로 말미암는 내생성 문제를 처리, 일치성 있는 추정치들을 구할 수 있다.

한편 식 (3.11)의 생산함수를 통해서 유도된 중간재의 산출 탄성치에 추정된 모수들을 적용할 경우 다음과 같이 나타낼 수 있게 된다.

$$\widehat{e_{it}^m} = \left(\frac{\partial \widehat{Q_{it}}}{\partial M_{it}} \left(\frac{M_{it}}{Q_{it}} \right) \right) = \widehat{\gamma} \left[\frac{\widehat{\alpha_m} (M_{it})^{\widehat{\delta}}}{\widehat{\alpha_{ls}} (L_{it}^s)^{\widehat{\delta}} + \widehat{\alpha_{lu}} (L_{it}^u)^{\widehat{\delta}} + \widehat{\alpha_k} (K_{it})^{\widehat{\delta}} + \widehat{\alpha_m} (M_{it})^{\widehat{\delta}}} \right] \quad (3.12)$$

여기서 쉽게 확인할 수 있듯이, 본 연구의 설정으로부터 유도된 산출 탄성치는 각 기업의 각 시점별 투입요소의 투입수준의 함수 즉 $\widehat{e_{it}^m} = e(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it})$ 로 단순히 상수인 산출 탄성치(즉 $\widehat{e_{it}^m} = \widehat{e^m}$)만을 산출해내는 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 생산함수에 기초한 모형에 비해 보다 현실적일 수 있다. 이제 마크업을 실제 경험적으로 추정하기 위해서, 식 (3.10)의 양변에 오차항의 지수값($e^{\epsilon_{it}}$)의 역수를 곱하게 되면, 실제 관측된 산출량 $Y_{it}(=Q_{it}e^{\epsilon_{it}})$ 의 정의에 따라 다음과 같은 식을 구할 수 있다.

$$\left(\frac{\partial \widehat{Q_{it}}}{\partial M_{it}}\right) \frac{M_{it}}{Q_{it}} \left(\frac{1}{e^{\epsilon_{it}}}\right) = \widehat{e_{it}^m} \left(\frac{1}{e^{\epsilon_{it}}}\right) = e^{\psi_{it}} \left(\frac{p_t^M M_{it}}{P_{it} Y_{it}}\right) \quad (3.13)$$

이제 식 (3.13)의 양변에 로그를 취하고 정리하게 되면 다음과 같은 추정식을 얻을 수 있게 된다.

$$\ln \widehat{e_{it}^m} - s_{it}^m = \psi_{it} + \epsilon_{it} \quad (3.14)$$

여기서 $s_{it}^m = \ln \left(\frac{p_t^M M_{it}}{P_{it} Y_{it}} \right)$ 은 중간재 투입의 수입비중의 로그값을 의미한다. 결국 일치성 있게 추정된 중간재의 산출 탄성치와 실제 측정된 중간재 지출액이 수입에서 차지하는 비중 간의 비의 로그값을 통해 다음과 같이 직접적으로 마크업을 추정할 수 있게 된다.

$$\widehat{\psi_{it}} = \ln \widehat{e_{it}^m} - s_{it}^m - \widehat{\epsilon_{it}} \quad (3.15)$$

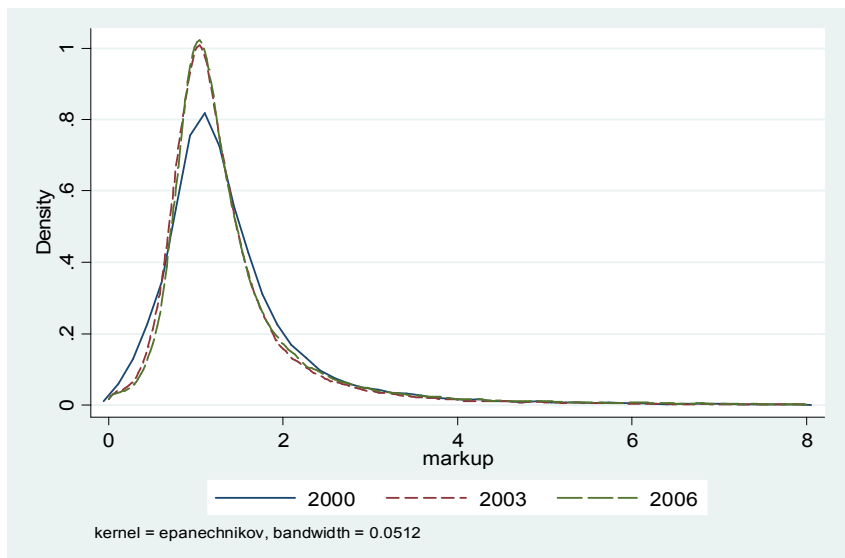
식(3.15)을 통해 쉽게 알 수 있듯이 (log)마크업 추정치를 구하기 위해서는 외생적인 생산성 ϵ_{it} 의 추정치(즉 잔차) $\widehat{\epsilon_{it}}$ 만이 요구되는데, 이는 앞서 제시된 제1논문의 생산성 추정법 중 Gandhi *et al.* (2011)의 1단계 전략의 다음과 같은 준모수적 추정식을 통해서 쉽게 구할 수 있다.

$$s_{it}^m = g(L_{it}^s, L_{it}^u, K_{it}, M_{it}) - \epsilon_{it} \quad (3.16)$$

위의 식 (3.16)을 준모수적으로 추정하고, 남은 잔차 $\widehat{\epsilon_{it}}$ 을 외생적인 생산성 충격 ϵ_{it} 의 대리변수로 삼아 (log)마크업 추정치 $\widehat{\psi_{it}}$ 을 구하게 된다.

3.4. 한국 제조업체 마크업의 공간적 이질성

전절에서 본 연구를 통해 새롭게 제안된 기업단위에서의 마크업 추정법을 광공업통계조사 원자료에 적용하여 기업 단위에서의 이질성의 정도를 확인하는 작업을 우선적으로 실시하였다. 앞서 언급한 바와 같이 광공업통계조사 원자료는 매년 실시되는 사실상의 전수조사이면서도, 조사 대상기업들이 시간적으로 연속성을 갖지 않아 엄밀한 의미에서의 패널설정을 갖추지 못한 유사 패널자료라 할 수 있다. 그러나 최근 개발되고 있는 일치성 있는 생산성 및 마크업 추정기법이 패널설정을 요구하고 있다는 점에서 이를 광공업통계조사 자료에 적용하여 보다 엄밀한 분석을 할 수 없다. 본 연구는 광공업통계조사와 같은 유사 패널자료에도 적용 가능한 일치성 있는 생산성 및 마크업 추정기법을 제안함으로써, 국내 제조업체 특히 마크업의 이질성을 확인할 수 있는 초석(礎石)을 마련했다는 데 의의가 있다. 앞서 제시된 마크업 추정법을 광공업통계조사 원자료에 적용하여 추정한 마크업($e^{\hat{\psi}} = \frac{p}{mc}$)의 분포(전산업)를 도시한 그림이 <그림 3.1>이며, 이를 산업별로 구분하여 도시한 것이 <부록 그림 1>이다.



<그림 3.1> 추정 마크업 분포(Pooling data)

또한 이러한 기업단위에서의 마크업의 이질성 전산업 대상으로 한 기초통계량(<표 3.1>) 에서도 확인이 가능하다.

〈표 3.1〉 추정 마크업의 기초통계량

연도	평균	중앙값	표준편차	IQR (Inter-Quartile Range)
2000	1.66	1.22	10.54	0.77
2001	1.55	1.19	7.54	0.67
2002	1.53	1.14	6.24	0.63
2003	1.53	1.16	7.16	0.65
2004	1.58	1.21	3.72	0.67
2005	1.71	1.19	9.97	0.66
2006	1.82	1.19	21.69	0.68

한편 이러한 마크업의 이질성의 크기는 그 자체보다 기업 이질성 연구의 주 대상이라 할 수 있는 생산성(특히 총요소생산성)과 비교를 통한 상대적 크기를 파악하는 것이 보다 바람직할 수 있다. 이를 위해서 각 성과변수(마크업 및 총요소생산성)의 변이계수를 측정하였으며, 그 결과는 <표 3.2>와 같다.

여기서 변이계수(=표준편차/평균)는 해당변수의 (표준)편차를 평균으로 정규화 한 것으로서¹¹⁾, 서로 다른 척도를 갖는 변수들의 편차를 비교할 때 자주 사용되는 지수이다. 연도별로 차이는 존재하지만 전반적으로 마크업의 변이계수가 생산성 보다 최소 3.9배(기타 운송장비 제조업)에서 최대 17배(음·식료품 제조업)까지, 산업 전체적으로는 약 13배 정도 큰 것으로 나타나, 기업 수준에서 마크업의 이질적인 정도가 생산성의 이질성을 상회하고 있음을 알 수 있다. 다시 말해 전 산업에서 생산성에 비해서 오히려 마크업이 보다 더 이질적이며 또한 편차 역시 크다는 사실을 알 수 있다.

11)가령 평균이 10,000인 변수와 10인 변수의 표준편차가 동일하게 1인 경우를 상정해 보자. 이때 전자의 경우 95% 정도가 10,000±1의 범위(9,999~10,001)안에 있다면, 후자는 10±1(9~11)의 범위를 갖게 돼, 비록 표준편차가 같다고 하더라도 상대적으로 후자의 편차가 크다고 할 수 있다. 이처럼 단위가 다른 변수들의 비교를 위해서는 표준편차와 함께 평균도 함께 고려하는 변이계수가 자주 사용되는데, 이 경우, 전자는 1/10,000, 후자는 1/10으로서 이러한 상대적인 편차를 정량적으로 비교가 가능하게 해주는 장점을 가지고 있다.

〈표 3.2〉 추정 마크업과 총요소생산성 변이계수 비교

산업코드	산업명	2000		2001		2002		2003		2004		2005		mean	
		markup	TFP	markup	TFP	markup	TFP	markup	TFP	markup	TFP	markup	TFP	markup	TFP
	전산업	4.85	0.37	4.07	0.39	4.68	0.40	2.36	0.44	5.83	0.54	11.90	0.63	5.72	0.45
15	음·식료품 제조업	10.03	0.51	9.54	0.55	10.53	0.46	5.25	0.47	10.17	0.65	12.60	0.58	9.02	0.53
17	섬유제품 제조업	2.49	0.37	4.45	0.45	2.44	0.35	1.06	0.34	1.18	0.34	1.73	0.36	4.11	0.39
18	봉제의복 및 모피제품 제조업	0.96	0.34	4.24	0.38	1.05	0.35	0.98	0.37	9.20	0.45	2.99	0.42	2.95	0.39
19	가죽, 가방 및 신발제조업	1.53	0.39	3.61	0.45	3.86	0.49	0.95	0.37	1.10	0.37	3.53	0.50	2.30	0.43
20	목재 및 나무제품 제조업	0.78	0.29	2.40	0.34	1.08	0.32	1.35	0.33	2.06	0.37	1.19	0.34	1.79	0.35
21	펄프, 종이 및 종이제품 제조업	0.77	0.25	1.99	0.35	1.05	0.27	0.95	0.26	2.70	0.31	1.63	0.29	1.47	0.29
22	출판, 인쇄 및 기록매체 복제업	1.40	0.35	2.15	0.37	1.51	0.47	1.73	0.37	1.84	0.37	2.76	0.40	3.37	0.39
23	코크스, 석유정제품 및 핵연료제조업	0.71	0.30	0.28	0.18	0.81	0.28	0.41	0.21	1.61	0.43	0.42	0.22	0.68	0.27
24	화학물 및 화학제품 제조업	2.02	0.41	2.59	0.43	3.44	0.43	4.36	0.43	3.91	0.51	8.44	0.61	4.80	0.48
25	고무 및 플라스틱제품 제조업	1.54	0.31	1.08	0.27	1.14	0.28	2.39	0.28	1.60	0.30	4.87	0.36	2.17	0.31
26	비금속광물제품 제조업	4.28	0.44	2.70	0.45	4.08	0.41	3.14	0.44	2.79	0.46	5.74	0.56	3.61	0.46
27	제1차 금속산업	1.79	0.35	0.86	0.25	1.30	0.31	1.38	0.33	11.07	0.76	3.71	0.38	2.99	0.38
28	조립 금속제품 제조업;	1.14	0.30	1.30	0.31	1.06	0.30	1.06	0.30	1.73	0.32	5.09	0.36	1.91	0.32
29	기타기계 및 장비 제조업	1.15	0.27	1.85	0.29	0.89	0.26	1.05	0.27	7.72	0.39	2.13	0.29	2.29	0.30
30	컴퓨터 및 사무용기기 제조업	2.27	0.49	3.33	0.60	1.55	0.50	2.10	0.48	2.21	0.47	1.62	0.39	2.04	0.48
31	기타전기기계 및 전기변환장치 제조업	1.08	0.28	2.71	0.28	1.83	0.30	1.06	0.27	1.47	0.32	5.62	0.33	2.24	0.30
32	전자부품, 영상·음향및통신장비제조업	6.31	0.43	1.71	0.39	1.73	0.41	3.15	0.43	3.65	0.46	24.90	0.64	6.17	0.45
33	의료·정밀·광학기기 및 시계 제조업	1.13	0.33	1.23	0.33	0.97	0.30	1.34	0.32	1.89	0.35	1.29	0.33	1.48	0.34
34	자동차 및 트레일러 제조업	16.51	0.53	2.86	0.36	0.89	0.26	1.11	0.30	0.92	0.29	13.10	0.44	5.44	0.37
35	기타 운송장비 제조업	1.01	0.35	1.00	0.31	1.09	0.31	1.26	0.31	1.71	0.40	2.68	0.49	1.43	0.36
36	가구 및 기타제품 제조업	1.29	0.31	1.00	0.29	1.27	0.30	2.48	0.34	1.24	0.33	2.86	0.37	1.65	0.33

이러한 사실은 이 두 가지 변수가 결국 기업 수준에서의 가격을 결정하는 변수라는 점을 감안한다면 시사 하는 바가 크다고 할 수 있겠다. 그 동안 마크업의 이질성을 고려하지 않았을 경우, 기업 간 생산성의 격차는 그대로 기업 간 가격격차로 해석되어, 가격 경쟁력에서의 차이로 인식되었다. 그러나 본 연구에서 밝힌 바와 같이 생산성의 이질성에 비해서 마크업의 이질성의 정도가 클 경우 기업 간 생산성의 격차가 바로 가격 경쟁력의 차이로 전이되지 않을 가능성이 보다 높아지게 되며, 경우에 따라서는 생산성의 이질성의 수준보다 더욱 큰 이질성을 가격의 기업간 분포에서 발견될 수 있게 된다. 물론 광공업통계조사 원자료 수준의 전 산업을 대상으로 한 가격정보에 대한 전수조사자료가 없는 상황에서 이를 직접적으로 확인하는 것이 불가능하지만, 본 연구의 결과로도 충분히 이를 예측할 수 있을 것으로 생각된다.

한편 기업(또는 공장)수준에서의 이질성과 함께 마크업의 공간적 이질성의 정도를 파악하기 위해 다음과 같은 작업을 수행하였다. 사실 마크업과 같은 기업의 성과가 가지는 공간적 이질성은 다루고자 하는 공간적 단위 간의 이질성과 맞물려 있는 관계로, 공간적 단위간의 이질성에 대한 고려가 선행될 필요가 있다. 그러나 서로 다른 공간적 단위(가령 시/군/구)간의 차이는 인문·사회·지리·환경·기후 등 매우 다차원적이며, 이를 모두 한꺼번에 고려하는 것은 사실상 불가능하다. 결국 공간적 단위 간 차이를 이루는 속성 중 연구의 목적에 부합하는 동시에 의미 있는 시사점을 도출할 수 있는 속성을 사전적으로 규정하는 것이 요구되게 된다. 이로 인해 신무역이론이나 신경제지리학에서는 주로 국가/지역 간의 무역 내지는 공간적 집적현상 이면에 존재하는 기제를 분석하는 과정에서 역시 일종의 공간단위인 국가나 지역 간 차이의 속성을 규정해야 했으며, 특히 이론적 연구의 수단으로 활용된 사고실험(thought experiment)이 지닌 실험설계의 유연성을 십분 활용하여, 단일한 속성의 차이만이 전제된 서로 다른 공간적 단위(국가/지역)들을 대상으로 하는 단순화된 모형으로 보다 복잡한 현실의 문제를 환원하는 전략을 취하였다. 이때 활용된 속성이 바로 시장규모(market size)로서, 결국 신무역이론/신경제지리학 이론모형들은 모든 조건이 동일하지만 단지 시장규모에서의 차이가 존재하는 공간단위 간에 발생하는 무역 또는 집적현상을 분석함으로써, 시장규모를 중심으로 한 다양한 시사점들을 도출하고 있다.

이러한 점을 고려하여 본 연구에서도 광공업통계조사 원자료를 바탕으로 추정된 기업(또는 공장)단위에서의 마크업의 분포의 이질성을 주로 지역 간 시장규모의 차이를 중심으로 살펴보고자 한다. 이를 위해서는 선행적으로 시장규모에 대한 조작적 정의가 요구되며, 이는 다음과 같은 방식으로 정의하고자 하였다.

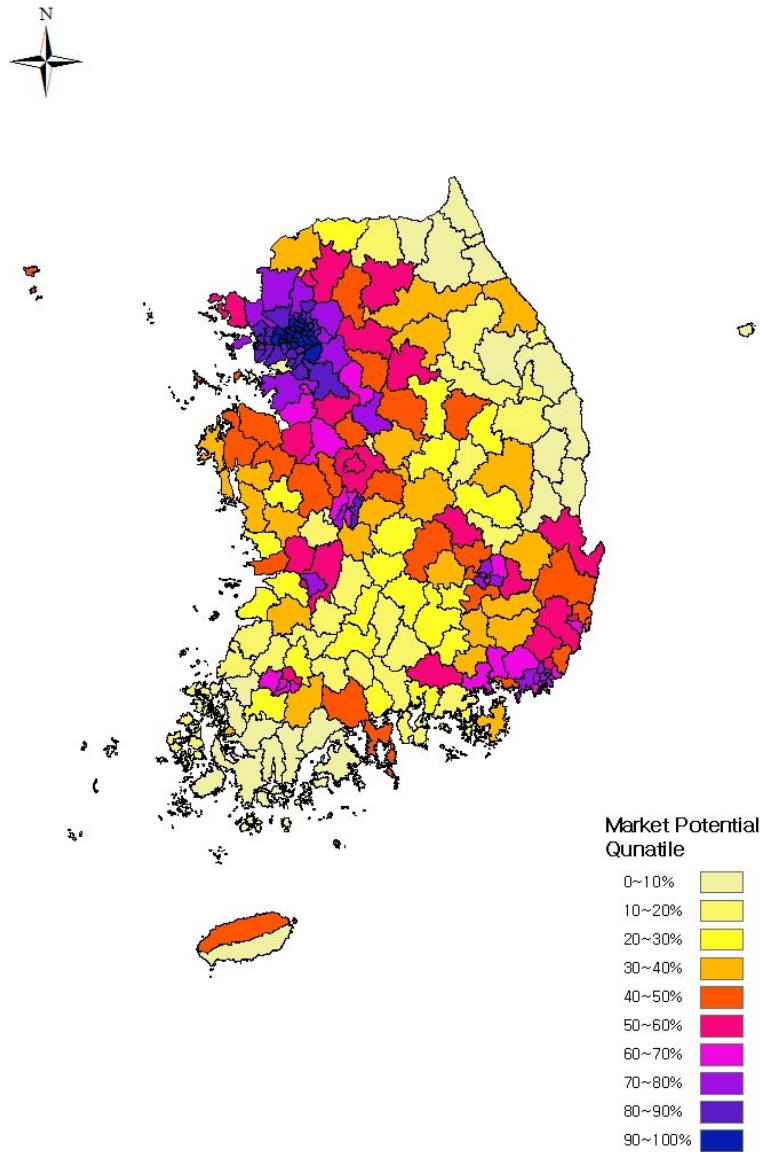
$$MP_{rt} = \left(Pop_{rt} + \sum_{j \neq r} \left(\frac{Pop_{jt}}{d_{rj}} \right) \right)$$

여기서 Pop_{rt} 는 r 지역에 거주하는 t 시점의 (추계)인구를 의미하며, 특정지역의 시장(즉 수요)의 잠재적인 규모¹²⁾을 해당지역 뿐만 아니라 거리 등 접근성(또는

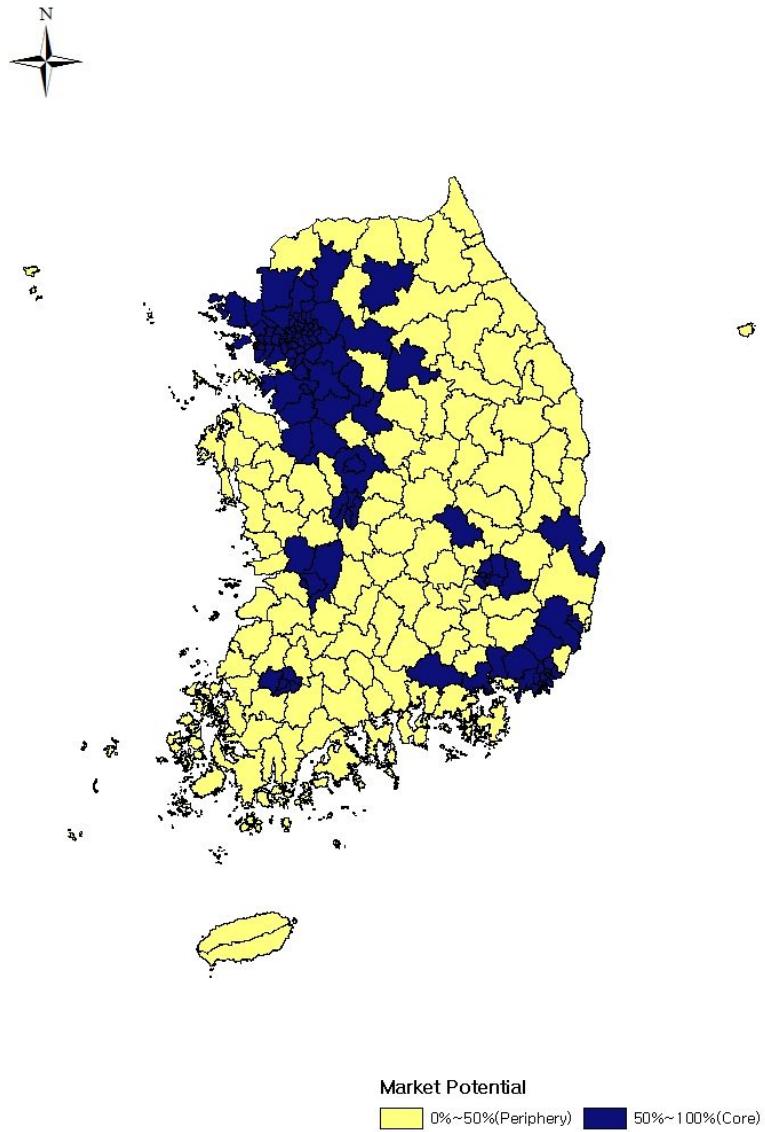
교역의 저해정도)으로 할인하여 인접지역들까지 한꺼번에 고려하여 ‘시장잠재력 (Market Potential: MP)’라는 측도를 통해서 규정하고자 한다. 이러한 시장잠재력 측도는 Harris (1954)에 의해서 처음 제안된 이래로, Hanson (2001), Redding and Venables (2004), Crozet (2004), Friedman, Gerlowski, and Silberman (1992), Henderson, Kuncoro, and Turner (1995), Head *et al.* (1999), Head and Mayer (2004), Saito and Gopinath (2008) 등 관련분야에서 빈번하게 활용되고 있다. 사실 기업이 어느 지역에 입지할지를 선택하는 과정에서 자신의 경쟁력(또는 비용조건)과 함께 해당지역의 수요를 고려하는 것은 매우 당연한 것이라 할 수 있다. 하지만 이때 지리적으로 한정된(또는 행정구역으로 한정 된) 지역단위 내의 수요뿐만 아니라 수출을 통해 인접지역의 수요까지도 취급할 수 있기 때문에, 역시 함께 포괄적으로 고려하는 것이 자연스러울 수 있다. 특히 본 연구에서 다루고 있는 기업의 마크업은 개별 기업이 처해있는 시장 환경에 의존적이며, 더욱이 해당변수의 지역적 차이는 역시 개별 기업이 입지해 있는 지역의 시장 환경의 차이와 밀접한 상관관계를 맺을 수밖에 없다는 점에서, 기업의 입장에서 입지하고 있는 지역을 중심으로 한 수요의 잠재적 크기라 할 수 있는 시장잠재력 측도는 마크업의 공간적 이질성을 평가하는데 유용할 것으로 생각된다. 이러한 시장잠재력을 측정, 이를 기준으로 크기 순서대로 지역(시군구)를 분류한 작업을 도시(圖示)한 것이 <그림 3.2>이다.

또한 시장잠재력의 공간적 패턴을 보다 명확히 하기 위해, 시장잠재력의 크기순으로 전체 시군구 중 50%미만 지역과 그 이상 지역으로 구분하여, 전자를 일종의 주변부(Periphery)로 후자는 중심부(Core) 규정하여, 도시한 것이 <그림 3.3>이다. 쉽게 확인할 있듯이 주로 중심부는 수도권과 6대 광역시 주변이지만, 반드시 행정구역상의 경계와 일치하지는 않음을 알 수 있다.

12) 물론 해당지역의 인구수 이외에도 1인당 소득, 지역 GDP 등이 시장수요의 크기를 나타내는 대리변수로서 사용되고 있다(Head and Mayer, 2004).



〈그림 3.2〉 시장잠재력 분포도



〈그림 3.3〉 주변부와 중심부 분포도

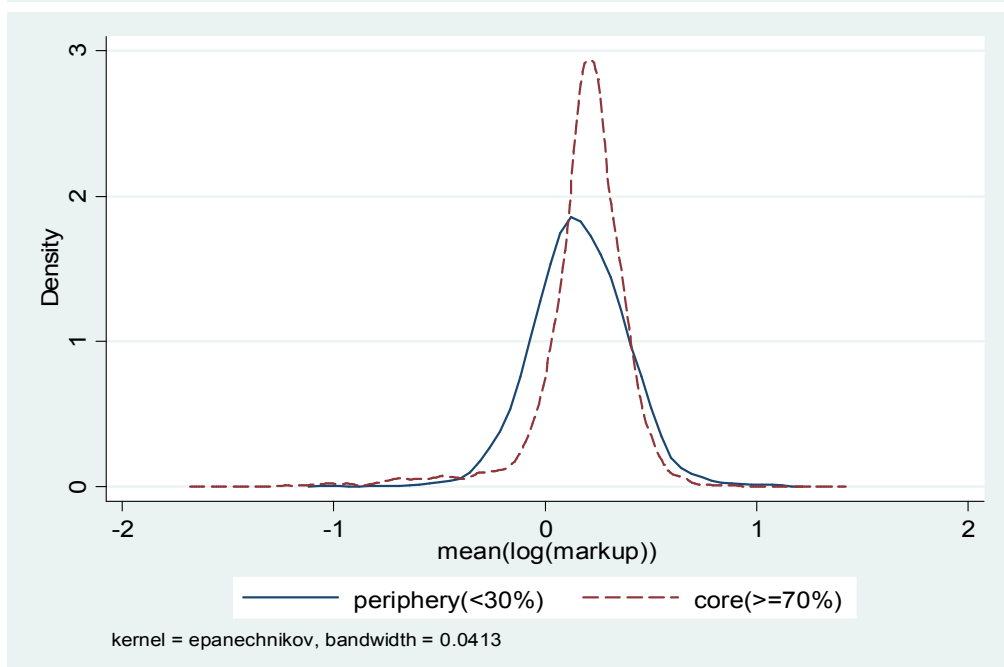
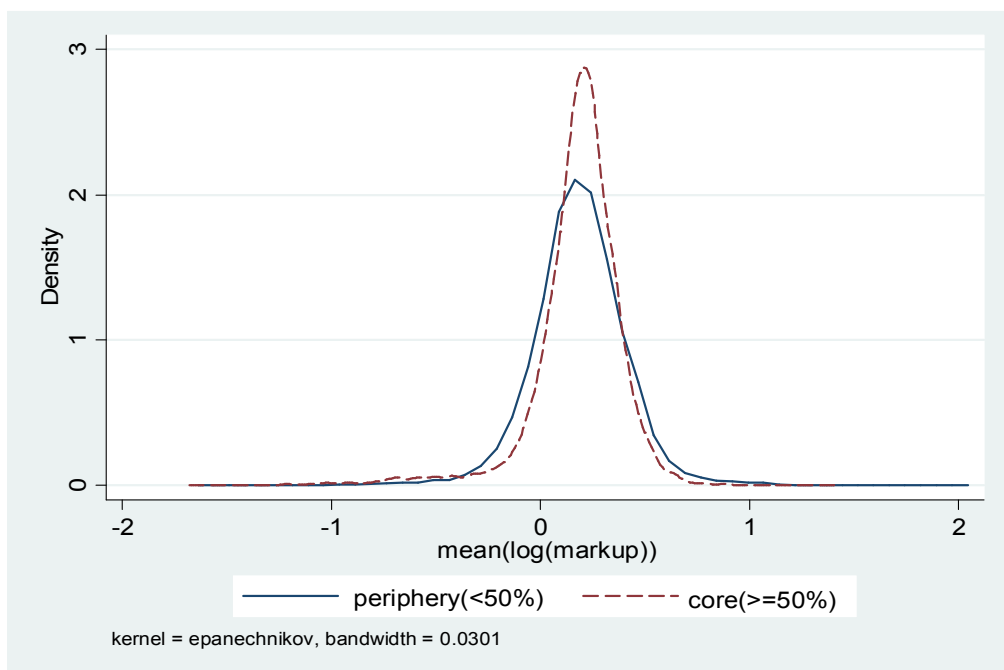
<그림 3.4>는 이상과 같이 시장잠재력을 기준으로 규정된 중심부와 주변부 사이에 존재하는 마크업의 이질성의 정도를 확인할 수 있게 해준다. <그림 3.4>에서 마크업은 시군구 단위에서 측정한 기업의 평균 마크업(보다 정확하게는 기하평균)의 분포가 중심부와 주변부 사이에 얼마나 다른지를 보여준다. 쉽게 확인할 수 있듯이 주변부에 비해서 중심부가 평균적으로 평균 마크업이 약간 높으며, 지역 간 격차도 상대적으로 작은 경향을 보이는 것으로 나타났다. 이러한 차이를 보다 명확히 하기 위해서, 시장잠재력을 기준으로 하위 30% 지역과 상위 30%에 해당하는 지역 간의 평균 마크업 분포의 차이도 하단에 함께 도시하였으며, 그 결과도 역시 시장규모(보다 정확하게는 시장잠재력)의 격차가 커질수록 상대적으로 시군구 단위의 평균적인 마크업의 격차는 보다 커지며 보다 시장규모가 커질수록 마크업의 평균적인 크기도 커짐을 확인할 수 있다.

한편 시군구 내 기업 마크업 분포의 산포도(散布度)는 다음과 같은 분산분위계수(Quartile coefficient of dispersion: 이하 QCD)로 측정하였다.¹³⁾

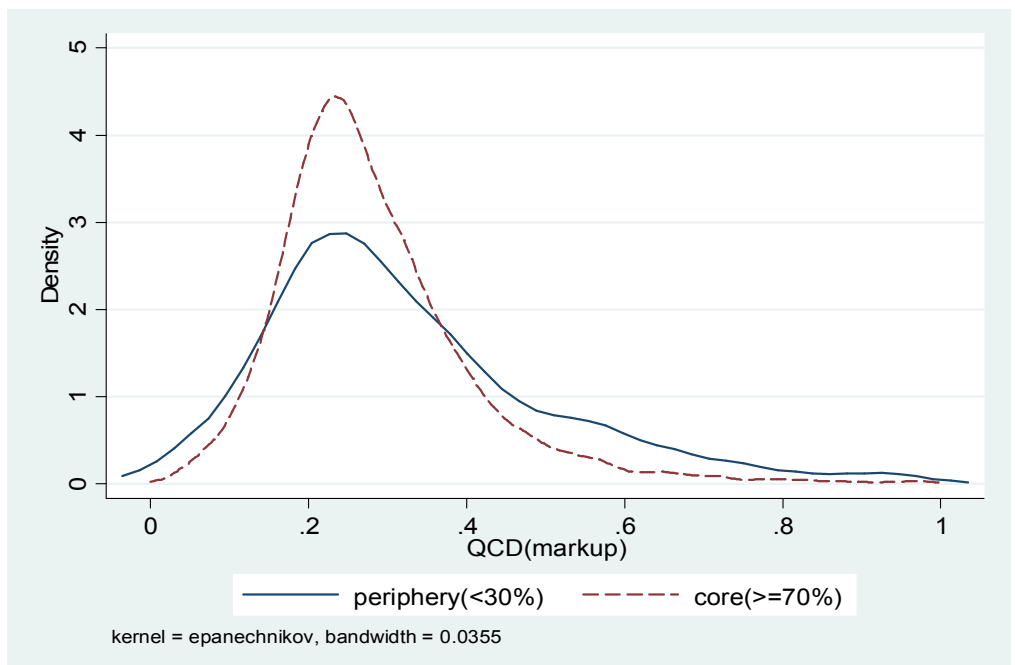
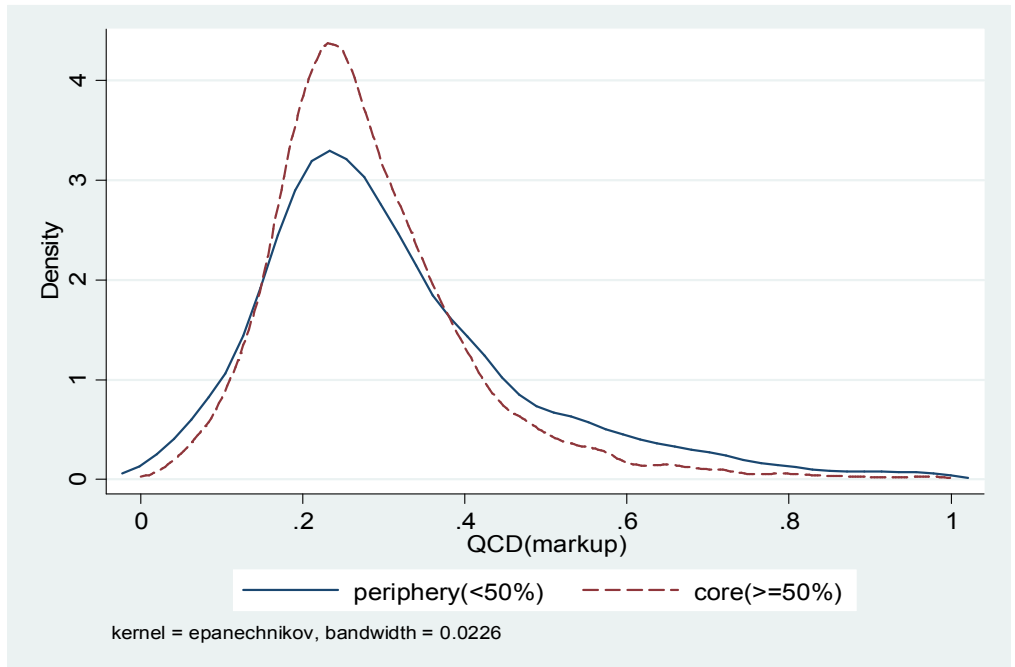
$$QCD_{str} = \frac{\widehat{\psi}_{str}^{Q3} - \widehat{\psi}_{str}^{Q1}}{\widehat{\psi}_{str}^{Q3} + \widehat{\psi}_{str}^{Q1}}$$

여기서 $\widehat{\psi}_{str}^{Q1}$ 은 t 시점에 s 산업에 속한 특정 r 지역 내 기업들의 마크업 분포 상 제1 사분위수를, 반면 $\widehat{\psi}_{str}^{Q3}$ 제3 사분위수를 의미한다. 이를 기반으로 평균과 같이 시장규모 별로 지역 간 마크업 분포의 산포도 차이를 <그림 3.5>을 통해 나타내었다.

13)QCD의 성질에 대한 보다 자세한 설명은 Bonett (2006)을 참조하기 바란다.



〈그림 3.4〉 중심부와 주변부 간의 지역별 평균 마크업 차이



〈그림 3.5〉 중심부와 주변부 간의 지역별 마크업 분포의 산포도 차이

<그림 3.5>를 통해 확인할 수 있듯이, 중심부와 주변부 사이에 시군구 내 기업 마크업 분포의 산포도(QCD)에서는 뚜렷한 차이는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 다만 분포의 모양을 중심으로 살펴 보건데, 주변부에서 우측분포의 꼬리의 두께가 상대적으로 두터운 관계로, 주변부의 평균적인 QCD가 비록 유의미하지는 않을 수 있지만 약간 클 것으로 예측할 수 있다. 한편 앞서와 같이 중심/주변수의 격차를 보다 선명히 하기위해 앞서와 같이 시장잠재력을 기준으로 상위 30% 시군구와 하위 30% 시군구 간의 QCD를 비교한 결과(<그림 3.6> 하단), 역시 앞서와 같이 뚜렷한 차이는 발견할 수 없었지만, 주변부 분포의 우측꼬리가 보다 두터워져, 시장규모에 따라 비록 유의미하지 않을 수 있지만, 지역 내 마크업의 분산이 커지는 경향성이 발견될 수 있음을 예측해 볼 수 있을 것이다.

그러나 이상과 같이 통계량이나 단순한 분포를 통해 마크업의 공간적 이질성을 파악하는 것은 시장규모 이외의 지역 간에 존재하는 다차원적인 다양한 차이로 인한 효과에 대한 고려가 배제되어 있다는 한계가 있을 수밖에 없다. 더욱이 지역 간 국지적 시장의 차이를 넘어 국제시장에서의 경쟁 환경의 변화 등의 효과 역시 이와 같은 분석틀로서는 파악하는 것이 곤란하다. 이러한 점을 고려하여 다음 절에서는 시장규모 이외의 지역 간 차이를 통제하는 한편 국제시장 변화의 영향까지 포괄할 수 있는 계량경제학적 모형을 설정, 이를 중심으로 분석을 시도하고자 한다.

3.5. 한국 제조업체 마크업의 공간적 이질성 결정요인 분석

기업 수준에서의 마크업을 결정하는 요인에 대한 연구는 그 동안 매우 다양한 영역에서 이루어져 왔다. 가령 거시 경제적 관점 그 중에서도 특히 신케인지안 모형(Neo Keynesian models)이나 무역이론에서의 무역자유화 정책의 효과를 비롯하여, 보다 미시적인 특히 산업조직론적인 관점에서 다양한 경쟁정책이 마크업에 미치는 효과 등 경제학 내 매우 다양한 세부분야에서 다각화된 관점으로 접근되어온 것이 사실이다. 그러나 이러한 기존연구들은 앞서 언급한 바와 같이 마크업 추정의 방법론적인 한계로 인해 세부적인 기업 수준 보다 산업 내지 국가 수준의 총량적인 변수를 활용하거나 일정한 한계를 가진 Hall 유의 기법을 활용한 것이 대부분이라 할 수 있다. 더욱이 국지시장의 규모 등의 차이로 인해 발생하는 마크업의 공간적 이질성에 대한 경험적 연구는 국내는 커니와 국제적으로도 그리 많지 않은 것이 현실이다. 본 연구는 앞서 언급한 바와 같이 시장규모 이외의 지역 간 차이를 통제하는 한편 국제시장 변화의 영향까지 포괄할 수 있는 계량경제학적 모형분석을 통해, 이처럼 부족한 경험적 연구에 일조하고자 한다.

3.5.1. 결정요인 식별

우선 앞서 살펴본 바와 같이 산업 간은 물론이고, 동일 산업 내에서도 마크업 수준은 천차만별이며, 더 나아가 심지어 동일 산업 내 기업들이라도 입지하고 있는 지역에 따라서, 더욱이 심지어 해당 지역 내에서조차도 이질적이다. 이러한 점을 고려하여 본 연구는 지역별(시군구 단위)로 해당지역 내 기업들의 마크업(보다 정확하게는 마크업의 로그값) 분포를 구하고, 해당 분포의 평균¹⁴⁾과 산포도를 산정하였으며, 이를 기준으로 국지적 시장의 차이 및 국제시장에서의 변화(특히 개방도)가 지역 단위의 마크업 분포 미치는 영

14)이 경우 평균은 마크업의 기하평균이 된다.

향을 분석하고자 하였다. 사실 마크업은 기본적으로 해당 기업의 시장 지배력의 반영이며, 이러한 시장 지배력은 시장의 경쟁적 환경에 의해 결정되게 된다. 경쟁 환경은 보통 해당 기업이 속해 있는 시장의 범위에 의해 달라질 수 있는데, 가장 큰 범위에서 동일 제품이 거래되는 국제적인 시장이 있을 수 있으며, 이 보다 작은 국내 시장, 그리고 국지적인 지역시장이 있을 수 있다. 이러한 범위와 그에 따른 경쟁 환경은 생산 및 거래가 되는 상품의 특성에 따라서도 차이가 존재할 수 있게 된다.

이로 인해 우선 국내시장 내에 지리적으로 구분된 국지적 시장의 차이는 특히 경쟁과 관련하여 고려될 필요가 있다. 사실 산업적 차원에서의 경쟁과 함께 기업은 입지하고 있는 지역을 중심으로 한정된 국지적 시장에서도 역시 경쟁할 수 있게 된다. 특히 Syverson (2004, 2007)의 사례를 통해 제시된 바와 같이 생산·공급하는 상품의 특성¹⁵⁾에 따라 전국적인 규모의 시장 보다는 오히려 국지적인 시장에서의 경쟁이 마크업의 결정에 더 큰 의미를 지닐 수 있는 개연성은 충분하다. 이러한 점을 반영하기 위해 본 연구는 다음과 같은 변수들을 고려하였다.

우선 앞서와 같이 국지적 시장의 규모의 대리변수로서 시장잠재력 변수를 활용하고자 한다. 그러나 사실 시장잠재력으로 평가된 국지적 시장의 (잠재적) 시장규모의 효과는 아직까지는 약간 불분명하다. 우선 Melitz and Ottaviano (2008)의 이론적 예측은 기업이 입지해 있는 시장의 규모는 마크업에 부정적인 영향을 줄 수 있게 되는데, 이는 규모가 큰 시장에서는 보다 많은 기업(또는 제품)들을 수용할 수 있게 되며, 이로 인해 보다 강한 제품시장에서의 판매경쟁이 유발되게 된다. 이러한 경쟁은 기업들로 하여금 가격을 낮추어 설정하도록 유도하게 되며, 외생적인 한계비용(생산성)을 낮출 수 없는 관계로 결국 마크업을 낮추는 방향으로 기업들이 경쟁에 대응하게 된다. 이러한 Melitz and Ottaviano (2008)의 예측은 Bellone *et al.*(2008), Zhao (2011), Lu, Tao and Yu(2012) 등을 통해 경험적으로도 검증이 시도된 바 있으며, 대

15)가령 Syverson (2004, 2007)는 레디믹스드(ready-mixed) 콘크리트의 경우 장거리 운송이 어렵다는 특성으로 인해 국지적 시장에서의 경쟁이 전국단위의 산업적인 시장에서의 경쟁에 비해 더 중요한 상품의 사례로서 제시한 바 있다.

체로 우호적이라는 결과들이 발견되었다. 반면 Syverson (2004, 2007), Combes and Lafourcade (2011) 등은 이들과 달리 시장규모가 마크업에 미치는 효과가 그렇게 명확하게 부정적이지만은 아니라는 결과들을 보여주었다. 사실 아직까지 그 효과가 명확하게 확인되지 못 한데는 국지적 시장규모가 지닌 양면적인 효과에 그 원인이 있다고 할 수 있다. 사실 Melitz and Ottaviano (2008) 유의 연구들에서 규모가 큰 시장은 즉 기업의 집적지이며, 이는 다시 말해 해당시장에서의 국지적 경쟁을 의미하게 된다. 결국 이러한 큰 규모의 시장에서의 강한 경쟁은 개별 기업의 마크업을 낮추는 주된 힘으로 작용할 수밖에 없게 된다. 그러나 이러한 집적은 또 다른 측면에서는 외부성 즉 집적경제의 원천으로서 이는 기업들의 생산성을 증진시켜 다시 마크업을 높이는 힘으로도 작용할 수 있게 된다. 이와 함께 모든 조건이 동일할 경우 큰 규모의 시장에서는 마크업을 높이게 되면 보다 상대적으로 더 큰 폭의 매출신장의 효과를 기대할 수 있는 바, 기업의 입장에서 높은 마크업을 부과하고자 하는 유인은 항상 상존하고 있는 것이 사실이다. 결국 큰 규모의 시장에서는 심화된 경쟁으로 인한 마크업 인하효과와 집적내지는 매출신장의 유인으로 인한 마크업 인상효과가 맞물려 양방향의 힘의 상대적 크기에 따라 효과가 발현되게 될 수밖에 없게 되며, 이로 인해 경험적으로는 서로 상반되는 결과들이 보고되고 있다고 할 수 있다.

이러한 점을 감안하여 본 연구는 국지적 시장에서의 양면적인 효과를 보다 명확하게 가늠하기 위해 다음과 같은 전략을 취하였다. 우선 국지적 시장에서의 경쟁적 환경과 관련된 변수로서, 우선 아래와 같은 해당지역의 기업(또는 공장 밀도)을 고려하였다.

$$PD_{str} = \ln\left(\frac{N_{str}}{Area_r}\right)$$

여기서 N_{str} 은 t 시점에 r 지역에 입지한 s 산업에 속한 기업(또는 공장)의 수를 의미한다. 또한 만일 동일한 밀도를 지닌 지역이라 할지라도 평균적으로 큰 규모의 기업들이 밀집한 지역과 그렇지 않은 지역 간에는 환경적 차

이는 분명 다를 수밖에 없게 된다. 한편 동일하게 1개로서 계산되는 기업(공장)이라 할지라도 규모에서 차이가 존재한다면, 경쟁 환경에 다른 영향을 줄 수 있다. 여타의 기업에 비해 상대적으로 큰 대규모 기업이 존재하는 환경 역시 지역의 경쟁 환경에 영향을 줄 수 있는 요소라 할 수 있다. 이러한 점들을 고려하여 다음과 같은 변수를 설정하였다. 우선 특정 지역 내 평균적인 기업규모를 다음과 같이 설정하였다.

$$AS_{str} = \ln \left(\frac{1}{N_{str}-1} \left(\sum_{k \in S_{str}} (L_{str \cdot k}) - \max(L_{str}) \right) \right)$$

여기서 S_{str} 는 t 시점에 r 지역에 입지한 s 산업에 속한 기업들로 구성된 집합이며, $L_{str \cdot k}$ 는 집합 내 각 기업(또는 공장)에 연평균 고용된 인원을 그리고 $\max(L_{str})$ 는 S_{str} 속한 기업 중 가장 규모가 큰 기업의 연평균 고용인원을 나타낸 것이다. 이러한 설정은 자칫 이상치(outlier)에 민감한 산술평균의 약점을 보완하는 측면과 함께, 현실적인 경쟁 환경을 기술하는데 유용한 장점이 있다. 가령 특정 시/군/구에 초대형 규모의 기업 생산시설이 존재할 경우, 일반적으로 동종 또는 이종으로도 유사한 규모의 생산시설이 함께 입지하는 경우는 그리 흔치 않은 것이 보통이다. 만일 해당지역에 이러한 초대형 규모의 공장이 입지해 있는 반면, 여타의 기업들은 중소 규모인 경우, 일반적인 산술평균으로는 이러한 환경을 기술할 수 없게 된다. 이로 인해 해당지역에서 가장 규모가 큰 기업을 제외한 나머지 기업들의 평균규모를 측정하는 한편, 해당지역에 이러한 대규모 기업의 존재여부를 반영하기 위해 다음과 같은 변수를 보완적으로 설정하였다.

$$MRatio_{str} = \ln \left(\frac{\max(L_{str})}{AS_{str}} \right)$$

$MRatio_{str}$ 은 t 시점에 r 지역에 입지한 s 산업에 속한 기업들 중에서 가장 큰 규모가 기업의 규모가 나머지 기업들의 평균적인 규모에 비해 얼마나 큰지를 측정한 것으로서, 해당이 변수의 크기가 크면 클수록 해당지역에 상대

적으로 대규모 기업이 입지하고 있을 수 있음을 나타내게 된다.

이와는 별도로 Martin *et al.*, (2008)을 따라 국지적 시장의 경쟁적인 환경을 반영하기 위한 대리변수로서 다음과 같은 변수도 역시 고려하였다.

$$ivhhi_{str}^R = \ln \left(\frac{1}{\sum_i \left(\frac{L_{isrt}}{\sum_{i \in S_{str}} L_{isrt}} \right)^2} \right)$$

여기서 S_{rt} 는 t 시점에 r 지역에 입지한 s 산업의 고용인원 집합을 의미하는 것으로서, $ivhhi_{str}^R$ 은 해당지역 내에 기업별 고용규모(또는 생산규모)가 지역 전체 규모에서 차지하는 비중이 특정 기업에 쏠려있을 경우 작아지고, 고르게 분포될 경우에는 커지는 성질을 가지고 있다. 아래에 제시될 전국단위의 경쟁 정도를 나타내는 (역)허핀달 지수($ivhhi_{st}$)와 동일 선상에 있는 지표로서, $ivhhi_{st}$ 가 주로 제품시장에서의 경쟁정도를 반영한 것이라면, $ivhhi_{rt}^R$ 은 생산요소 시장에서의 경쟁정도가 반영된 것이라 할 수 있다. 사실 광공업통계조사 원자료에는 기업별 매출액의 정보는 제공되지만, 이 매출액을 세분하여 해당지역 내에서 소비된 것인지 또는 타 지역 내지는 수출을 통해 판매된 것인지에 대한 정보는 제공되지 않는다. 이로 인해 만일 $ivhhi_{st}$ 와 같이 국지적 시장의 경쟁정도를 시장점유율로 나타낼 경우, 지리적으로 국한된 지역시장에서 판매액에 대한 정보가 없는 관계로 이를 제대로 반영할 수 없게 된다. 반면 고용인원의 경우 다분히 공장이 입지하고 있는 주변지역과 밀접하게 연관되어 있는 관계로, 지역 고용시장에서의 경쟁은 매우 지역 특정적일 수 있게 된다. 이러한 점을 감안하여 국지적 시장에서의 해당 지역 특정적인 경쟁정도를 고용시장에서의 경쟁정도를 통해 반영하고자 하였다.

이와 같이 국지적 시장의 규모 및 경쟁정도를 나타내는 변수와는 별도로 산업적 차원에서의 경쟁도 역시 마크업과 밀접한 연관을 맺게 된다는 점에서 함께 고려될 필요가 있다. 본 연구에서는 이처럼 다양한 범위에서의 시장의 경쟁 환경을 다음과 같이 설정하고자 하였다. 우선 국제적인 차원에서의

경쟁 환경의 변화는 전장에서 활용된 바 있는 다음과 같은 무역자유화 변수를 통해 확인하고자 한다.

$$\widehat{\phi}_{st}^{ln} = \sqrt{\frac{m_{st}^{ln} m_{st}^{nl}}{m_{st}^{nm} m_{st}^{ll}}}$$

여기서 $\widehat{\phi}_{st}^{ln}$ 은 경험적으로 산출된 무역자유도 모수를, m_{st}^{ln} (또는 m_{st}^{nl} m_{nl})는 $n(l)$ 국으로부터 $l(n)$ 국으로 수입된 제품에 대한 지출액을, m_{st}^{nm}, m_{st}^{ll} 는 해당국가 내 유통량을 의미한다. 이러한 무역자유도 모수는 자료가 허용하는 한 모든 국가 간에 또는 한 국가를 중심으로 무역상대 국가들을 대상으로 추정이 가능하게 된다. 이와 관련하여 한국을 중심으로 주요무역 대상국과의 무역자유도 모수를 추정¹⁶⁾한 국내 유일의 연구인 김재경 외 (2013)은 1990년 이후 무역상대국 중 중국과의 무역의 자유화가 가장 빠른 속도로 이루어져 왔으며, 2008년 기준으로 가장 자유롭게 무역이 이루어지고 있는 국가 되었음을 보고한 바 있다. 이는 상대적으로 중국에 대한 시장개방이 그 동안 급속도로 이루어져 왔음을 의미하는 것으로서, 이러한 급속한 환경변화가 국내기업의 영업환경에 큰 영향을 주었을 가능성은 매우 높다고 할 수 있다. 이러한 점을 고려해, 특히 각 산업별로 중국과의 무역자유화도 모수를 추정¹⁶⁾하여 분석에 포함하였다. 또한 화물운송은 사실 상 해운으로 이루어진다고 해도 과언이 아닌데,(2009년 기준 해운 수송분담율 99.6%). 이로 인해 적어도 기업의 관점에서 항구는 사실상 국제시장으로 통하는 메인 포털(main portal)과 같은 역할을 하게 되며, 만일 국제시장으로의 접근성을 입지선정에 반영하는 기업(특히 수출 및 수입기업)은

16)Head and Mayer(2003)의 무역자유도 추정법을 활용하여 무역자유도를 추정하는데 요구되는 자료는 한국과 중국의 연도별/산업별 국경 내 교역액과 국경 외 교역액이다. 이중 연도별 역내 교역액은 해당국의 당해 연도 해당산업 총생산액에서 총수출을 뺀 금액으로 설정하였으며, 프랑스 국제연구소(Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales: CEPII)와 국제연합 산업발전기구(United Nations Industrial Development Organization: UNIDO)으로부터 관련 자료를 취득·활용하였다. 한편 한국경제와의 교역량은 국제연합의 UN COMTRADE database자료를 활용하였다. 한편 프랑스 국제연구소나 국제연합 산업발전기구 국제연합 표준산업분류 체계(ISIC)을, UN COMTRADE database자료 표준 국제무역 분류 체계(Standard International Trade Classification: SITC)를 따르는 관계로, 분류체계 변환표를 활용하여 한국표준산업분류체계(KSIC)에 맞게 변환하여 사용하였다.

운송비용 등을 고려하여, 항구와의 거리를 감안할 필요가 있게 된다. 이러한 이유로 국제시장으로의 접근성의 확대로 해석될 수 있는 중국 등 주요무역 상대국과의 무역자유화의 여파는 항구와의 거리에 따라 그 효과가 증폭내지는 축소될 소지가 있게 된다. 이러한 점을 고려하여 국제시장의 경쟁과 관련된 변수로서 항구(해당 기업이 입지한 지역에서 가장 근접해 있는 국제항까지의 거리도 함께 고려하였다.

이러한 대외적인 경쟁 환경의 여파와 함께 대내적인 경쟁 환경도 함께 고려되어야 한다. 이를 위해서 산업적 차원에서의 경쟁수준을 다음과 같은 지수로 표현하였다.

$$ivhhi_{st} = \ln \left(\frac{1}{\sum_i \left(\frac{Y_{ist}}{\sum_i Y_{ist}} \right)^2} \right)$$

$ivhhi_t$ 는 전통적으로 산업조직론에서 시장의 경쟁정도를 가늠하기 위해 활용되는 허핀달(herfindhal)지수의 역수의 로그값으로서, 시장점유율($Y_{it}/\sum_i Y_{it}$)을 기준으로 해당시장의 특정기업에게 점유율이 몰리게 되면 될수록(즉 독과점 기업이 존재할수록) 작은 값 반대로 시장 내 독점적 지위를 가진 기업이 부재할수록 큰 값을 갖게 된다. 이렇게 설정된 변수들의 기초통계량은 <표 3.3>와 같다.

〈표 3.3〉 추정자료 기초통계량

변수명	관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
마크업(지역평균:기하평균)	15,844	0.18	0.22	-1.68	2.01
마크업(지역 산포도:QCD)	15,844	0.29	0.14	0.00	1.00
$MP(\log \hat{\mu})$	15,844	13.73	0.58	11.93	14.70
AS	15,844	2.62	0.63	0.00	5.73
$MRatio$	15,844	1.65	0.91	0.00	6.39
$ivhhi^R$	15,844	2.12	1.08	0.00	6.44
$ivhhi$	15,844	4.86	0.97	0.86	6.72
$\ln \phi$	15,844	-4.56	2.65	-15.65	-1.36
$\ln \phi \times D_{port}$	15,844	-182.84	176.94	-1,763.54	0.00

3.5.2. 추정식 설정

결국 앞서 식별된 결정요인들이 지역 단위의 마크업 분포에 미치는 영향은 다음과 같은 결정식의 형태로 나타낼 수 있게 된다.

$$\widehat{\psi_{str}^m} = c^m + \alpha^m \ln MP_{tr} + X_{str} \beta_1^m + X_{st} \beta_2^m + \Phi_{srt} \gamma^m + \eta_{str}^m \quad (3.13)$$

$$QCD_{\widehat{\psi_{str}}} = c^{QCD} + \alpha^{QCD} \ln MP_{tr} + X_{str} \beta_1^{QCD} + X_{st} \beta_2^{QCD} + \Phi_{srt} \gamma^{QCD} + \eta_{str}^{QCD} \quad (3.14)$$

여기서 $\widehat{\psi_{str}^m}$ 은 t 시점을 기준으로 s 산업 내 기업 중 r 지역(시군구)내 추정 마크업 분포의 평균이며, $QCD_{\widehat{\psi_{str}}}$ 는 해당 마크업 분포의 산포도를 나타내는 분산 분위계수 값을 의미한다. 특히 이러한 분산분위계수는 일반적으로 정의되는 표준편차보다는 극단적인 값이나 이상치(outlier)에 상대적으로 영향이 적어 (Bonett, 2006), 본 연구의 분석에 보다 적합한 통계량으로 생각된다. c^k ($k=m, QCD$)는 각 종속변수에 대한 상수항을, MP_{tr} 은 해당시점에 평가된 해당 지역의 시장규모(보다 정확하게는 시장잠재력)을 의미하며, $X_{str}(=PD_{str}, MRatio_{str}, AS_{str}, ivhhi_{str}^R)$ 은 국지적 시장에서의 경쟁 환경을 기술한 변수벡터를, 반면 $X_{st}(=ivhhi_{st})$ 은 동일시점에서의 산업수준에서의 경쟁 환경을 의미하는 변수를 나타낸다. 그리고 마지막으로 $\Phi_{srt}(=\ln \widehat{\phi_{st}}, \ln \widehat{\phi_{st}} \times D_{port}^r)'$ 은 대외시장과 관련된 경쟁 환경이 지역단위에서의 마크업 분포에 미치는 영향을 가늠하기 위해, 일반적으로 산업-특정적인 변수가 아닌, 산업 및 지역 특정적인 변수 벡터로서 설정된 무역자유화 측도 벡터이다. 여기서 $\ln \widehat{\phi_{st}}$ 는 추정된 t 시점의 s 산업의 중국과의 무역자유도 모수의 로그 값, D_{port}^r 는 r 지역에서 가장 근접한 국제항구까지의 거리를 의미한다. 식 (3.13)과 식 (3.14)에서 오차항으로 설정된 $\eta_{str}^k(\sim N(0, \sigma_k); k=m, QCD)$ 는 앞서 식별하여 추정시킨 포함시킨 결정요인 이외의 다양한 요인들이 포함될 수 있다. 이를 구분하면 연도에 따른 전체산업 전반의 마크업에 영향을 미칠 수 있는 요인($\eta_t^k(k=m, QCD)$), 특정산업 내 기업 전

반에 영향을 미치는 요인($\eta_s^\kappa(\kappa=m, QCD)$), 지역 특정한 요인($\eta_r^\kappa(\kappa=m, QCD)$) 그리고 이상의 요인으로 설명되지 않거나 측정오차 등을 포함하는 백색오차(white noise)에 해당하는 오차($\epsilon_{str}^\kappa(\kappa=m, QCD)$) 등으로 나눌 수 있어, 즉 $\eta_{str}^\kappa = \eta_t^\kappa + \eta_s^\kappa + \eta_r^\kappa + \epsilon_{str}^\kappa$ ($\kappa=m, QCD$)로 나타낼 수 있다. 다만 본 연구에서는 산업과 지역 간의 연계관계를 고려해¹⁷⁾, 두 가지 차원에서의 요인을 하나로 취급하여 오차항을 다음과 같이 정의하고자 한다.

$$\eta_{str}^\kappa = \eta_t^\kappa + \eta_{sr}^\kappa + \epsilon_{str}^\kappa \quad (\kappa=m, QCD)$$

이와 같은 오차항의 설정은 η_t^κ 과 η_{sr}^κ 을 고정효과(fixed effects)로 처리하는 패널분석 기법의 고정효과 모형을 통해 추정에 반영할 수 있게 된다. 본 연구는 이러한 고정효과 모형을 활용하여 식 (3.13)와 식(3.14)을 추정하였다.

3.5.3. 추정결과

추정결과는 <표 3.4>~<표 3.8>에 제시하였다. 우선 <표 3.4>에서, 시장규모를 나타내는 시군구별 시장잠재력 변수($\ln MP$)와 기업밀도를 의미하는 변수(PD)의 상관관계(대략 0.64)를 고려하여, 두 변수를 동시에 포함하기보다 이를 구분하여 모형(1)(또는 모형(4))은 시장잠재력만, 모형(2)(또는 모형(5))은 기업밀도만을 그리고 모형(3)(또는 모형(6))은 기업밀도와 함께 국내에서 가장 큰 규모의 시장이라 할 수 있는 수도 서울을 중심으로 측정한 거리에 단위수송비용을 반영한 변수를 함께 포함함으로써, 기업밀도에 의한 경쟁효과와 시장으로의 접근성을 고려한 시장규모의 효과를 함께 포괄하여 추정하였다.

우선 지역 내 마크업 분포의 평균에 미치는 효과를 중심으로 살펴보면, 산업수준의 경쟁($ivhhi_{st}$)은 산업 전반적인 마크업 수준에 부정적인 영향을 줌으로서,

17)산업이 공간적인 분포가 완전히 고르다면, 해당 설정은 의미를 가질 수 있지만, 실제로는 산업의 공간분포는 특정지역에 집중되는 경향이 발견되는 것이 사실이다. 다시 말해 관찰되지 않거나 본 연구에서 설정한 추정식에 포함되지 않는 산업 및 지역적 요인들 간에 상관관계가 존재할 가능성이 존재한다.

지역 내 마크업 분포의 평균에도 부정적인 영향을 주는 것으로 나타나 일반적인 상식에 부합하는 결과를 보였다. 다시 말해 산업 수준에서의 경쟁정도가 강하면 강할수록, 지역 수준에서의 평균적인 마크업 역시 낮아지는 현상이 관찰된 것으로서, 일반적인 산업조직론적인 예측에 일관성을 보인다고 할 수 있다. 한편 동일 산업 내 국지적 시장에서의 경쟁, 보다 정확하게는 노동 등 자원 확보 경쟁 ($ivhhi_{str}^R$) 역시 마크업에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 본 연구에서 설정한 $ivhhi_{str}^R$ 은 해당지역 내 생산요소(노동) 시장에서 수요 측에서의 경쟁정도를 나타내는 지표로 해석이 가능하며, 만일 해당시장이 수요독점(monopsony)적인 상태에 가까울수록 작은 값을, 반면 수요자들 간에 경쟁이 치열할수록 큰 값을 갖게 된다. 이와 같이 생산에 요구되는 자원을 확보하기 위한 기업들의 경쟁은 산출물 시장에서의 가격 경쟁과는 달리, 마크업을 결정하는 한계비용을 높여 모든 조건일 일정할 때 마크업에 부정적인 영향을 줄 수 있게 된다.

〈표 3.4〉 추정결과(1):기본모형

	마크업 지역평균			마크업 지역분산(QCD)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$MP(\log \hat{\mu})$	0.6946 (8.46)			-0.0829 (-1.42)		
PD		-0.0352 (-6.67)	-0.0339 (-6.45)		-0.0237 (-6.33)	-0.0237 (-6.32)
AS	0.0117 (1.87)	0.0195 (3.06)	0.0191 (3.02)	0.0065 (1.47)	0.0110 (2.44)	0.0110 (2.44)
$MRatio$	-0.0197 (-5.04)	-0.0011 (-0.31)	-0.0014 (-0.40)	-0.0144 (-5.18)	0.0001 (0.05)	0.0001 (0.05)
$ivhhi^R$	-0.0338 (-6.65)			-0.0283 (-7.81)		
$ivhhi$	-0.0145 (-3.57)	-0.0147 (-3.61)	-0.0138 (-3.41)	0.0059 (2.03)	0.0053 (1.83)	0.0053 (1.83)
$\ln tc \times D_{scoul}$ (서울: 교역비용)			-0.0015 (-8.41)			0.0000 (-0.11)
상수	-9.2152 (-8.18)	0.2896 (10.68)	1.6262 (10.08)	1.4799 (1.85)	0.3172 (16.46)	0.3298 (2.87)
시간 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
산업×지역 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
관측치	15,844	15,844	15,844	15,844	15,844	15,844
Log Likelihood	7,733.43	7,694.60	7,736.89	13,125.7	13,111.2	13,111.2
F-통계량	41.94	39.46	42.48	12.49	11.29	10.26
F-통계량*	5.78	5.75	5.79	3.60	3.59	3.58

* H0: all $\eta_{sr} = 0$ 에 대한 F 통계량

한편 해당지역 내 기업들의 평균적인 규모(AS_{str})에 대해서는 지역 평균 마크업에 긍정적인 영향을 주어 유의미하게 지역 평균 마크업이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 Melitz and Ottaviano (2008)의 예측에 부합하는 결과로서, Melitz and Ottaviano (2008)은 상대적으로 높은 생산성을 갖는(그래서 낮은 한계비용을 가진) 기업은 그렇지 못한 기업에 비해, 가격을 낮게 설정함으로써 매출신장 및 이로 말미암는 수익 증대를 경험하게 되지만, 이들의 높은 생산성으로 말미암는 비용우위를 온전히 가격으로 전이하지 않을 수 있는 여지를 갖기 때문에, 수익증대를 위해 보다 높은 마크업을 부과하는 경향¹⁸⁾을 가

18) 일정정도 시장지배력이 존재할 경우, 우하향 하는 수요곡선에 직면하고 있는 기업의 마크업은 한계비용에 따라 마크업의 크기 결정되게 되며(Melitz and Ottaviano, 2008), 이 한계비용은

질 것으로 예측한 바 있다. 일반적으로 인정되는 기업규모와 생산성과의 양의 상관관계를 감안한다면, 평균적으로 기업규모가 큰 지역에서 기업들의 생산성 또한 평균적으로 높을 수 있으며, 모든 조건이 일정할 때 해당지역의 마크업에 긍정적인 영향을 줄 수 있게 된다. 반면 해당지역에 대규모 기업(또는 공장)의 존재 가능성을 반영하는 $MRatio_{str}$ 의 효과는 지역 평균 마크업에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 이에 대한 해석에 있어서는 주의가 요구되는데, 일반적으로 평균적인 기업규모보다 그 규모가 큰 기업은 상대적으로 높은 생산성으로 인해 높은 마크업을 부과하는 경향을 예측할 수 있다. 그러나 앞서 제 2논문에서 제시된 바와 같이 동종업체 기업 중 대규모 기업(또는 공장)이 존재할 경우, 해당기업과의 경쟁을 회피하여, 보다 자신이 경쟁우위에 설 수 있는 방향으로 이전하려는 경향성이 존재할 수 있으며, 더욱이 생산성이 높은 기업일수록(그래서 규모가 큰 기업일수록) 이러한 경향성이 강할 수 있게 된다. 다시 말해 기업 간의 경쟁이 규모 간(across sizes)의 경쟁뿐만 아니라 동일한 규모 내(within sizes) 경쟁도 존재하며, 전자가 주로 생산성이 낮은 기업의 퇴출을 유도한다면, 후자의 경우 생산성이 높은 기업들의 퇴출을 유도할 수 있다. 만일 이러한 추측이 사실일 경우, 규모가 큰 기업의 입지로 인해 비슷한 규모의 다른 기업들이 구축(驅逐)되게 된다면, 생산성과 마크업과의 양의 상관관계를 전제할 경우, 자연스럽게 평균적인 마크업에 부정적인 영향을 줄 수 있게 되는 것이다.

이상의 결과는 적어도 이론적 예측들과 일관성을 이루고 있는 것으로 평가할 수 있다. 반면 시장규모(시장잠재력)의 효과는 Melitz and Ottaviano (2008)의 예측 및 Zhao(2011), Lu, Tao and Yu(2012)의 경험적 결과들과는 상충되게 오히려 지역 평균 마크업에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 하지만 이러한 본 연구의 결과가 이들에 대한 반증으로서 해석할 수 있다고 속단할 수는 없다. 앞서 언급한 바와 같이 이들 연구들에서의 시장규모는 즉 기업의

또한 직접적으로 해당기업의 생산성(총요소생산성)에 의해 결정될 수밖에 없게 된다. 이러한 마크업과 생산성의 관계는 각 산업별로 모두 정도의 차이는 있지만 마크업과 생산성 간에는 선형적인 양의 상관관계를 가지는 경향을 보통 갖게 될 것으로 예측할 수 있다.

집적으로 인해 강화된 경쟁 환경으로 해석되며, 이는 자연스럽게 산출물 시장에서의 판매경쟁으로 인한 마크업 인하효과로 귀결되게 된다. 다시 말해 이들이 고려한 시장규모란 순수한 의미에서의 시장의 규모라기보다, 이를 통해 유도된 경쟁적 환경만을 의미하게 된다. 만일 시장규모를 산출물 시장에서의 판매경쟁 환경으로 해석할 경우, 오히려 모형(2)에서와 같이 기업밀도(PD)가 보다 적절한 대리변수로 볼 수 있으며, 본 연구의 추정결과 해당 변수의 계수는 유의미하게 음의 효과를 나타내, 이들 연구들과 큰 차이를 보이지 않았다. 만일 이를 받아들일 경우, 모형 (1)에서의 시장규모의 효과는 이러한 경쟁효과가 제외된 순수한 시장규모의 효과로도 간주할 수 있게 되는데, 이는 모형 (3)의 추정결과를 통해서 다시 한번 확인되는 부분이라 할 수 있다. 앞서 언급한 바와 같이 모형 (3)은 기업(특히 동종업체)의 집적으로 인한 경쟁효과와 국내 가장 큰 시장인 서울로의 접근성 변수를 동시에 고려한 모형이다. <그림 3.3> 또는 <그림 3.4>에서 확인할 수 있듯이, 한국 내 시장의 공간적 구조 상 규모가 큰 시장은 서울 중심으로 분포하며, 서울과의 거리가 멀어질수록 일부 대도시를 제외하면 상대적으로 규모가 작아지는 경향성을 가지고 있다. 이러한 점을 고려한다면, 모형 (3)의 결과, 다른 조건이 일정할 때 서울로부터 접근성이 떨어질수록(다시 말해 서울과의 거리가 멀수록) 마크업은 낮아지는 경향성, 이를 거꾸로 보자면 서울에 근접할수록(다시 말해 시장규모가 클수록) 마크업이 높아지는 경향성을 확인할 수 있게 된다. 이때 이러한 경향성은 기업의 집적으로 인한 경쟁효과를 제어해 준 상태에서의 결과로서 일종의 순수한 시장규모의 효과로 해석이 가능하게 된다. 다시 말해 기업의 집적으로 인한 경쟁효과를 제거해 준다면, 시장규모의 확장에 대응하여 기업들은 평균적으로 높은 마크업을 부과하는 경향성이 있음을 발견할 수 있다.

한편 지역 내 마크업 분포의 산포도에 미치는 결정요인들의 영향 역시 대체적으로는 이론적인 예측과 일맥상통하였다. 가령 지역 내 국지적 시장에서의 경쟁을 나타내는 기업밀도(PD)나 $ivhhi_{str}^R$, $MRatio_{str}$ 등의 변수의 계수들은 모두 통계적으로 유의미하면서도 음의 효과를 보이는 것으로 나타났다. 이는 Melitz and Ottaviano (2008)의 설명과 같이 심화된 경쟁으로 인해 생산성이

낮은 기업들이 해당지역에서 선별되어 마크업 분포(함수)의 정의역(support)의 범위가 축소됨으로 말미암아 발생하는 것으로, 이러한 현상에 대한 경험적 증거는 생산성 분포에 대한 연구결과들을 통해 제시되어 왔지만, 마크업 분포에 대해 경험적으로 보여준 경우는 국내외적으로 희박하다고 할 수 있다. 이러한 점에서 본 연구의 결과는 그 동안 이론적으로 제시되어온 마크업 분포의 분산에 미치는 시장구조의 영향에 대한 예측에 좋은 경험적인 증거서 활용될 수 있을 것으로 생각된다.

이와는 별도로 이와 같이 발견된 사항들이 산업단위에서도 그대로 적용될 수 있을지를 확인하기 위해, 시장규모(시장잠재력) 변수와 개별 산업을 나타내는 더미변수의 교차 항을 추가한 모형을 지역 내 마크업 분포의 평균과 QCD에 대해 회귀 분석한 결과를 <표 3.5>으로 제시하였다. 추정결과 평균에 미치는 효과에 있어서는 15(음·식료품제조업), 23(코크스, 석유정제품 및 핵연료 제조업), 24(화학물 및 화학제품 제조업), 27(제1차 금속산업), 28(조립금속 제품제조업) 등이 유의미한 음의 효과를 보였는데, 이 중 원료인 농수산품의 산지에 입지하는 경향이 있는 음식료품 제조업을 제외한다면, 주로 대규모 장치산업으로서 인구밀집지역을 피해서 입지하는 산업들의 경우에는 본 연구에서 설정한 시장규모의 크기와는 반대로 입지하는 경향성이 있는 것으로 확인되었다. 이를 제외한 대부분의 산업에서는 전 산업을 대상으로 한 결과와 대체로 유사한 것으로 나타났다. 한편 마크업 분포의 분산(QCD)의 경우 전체적으로 대부분 음의 효과를 보였지만 통계적으로 유의미한 경우는 18(봉제의복 및 모피제품 제조업) 및 30(컴퓨터 제조업)이 있으며,, 전 산업을 대상으로 한 결과와 일관성을 보였다.

〈표 3.5〉 추정결과(2): 시장규모의 산업별 효과

	마크업 지역평균	마크업 지역분산(QCD)
$MP(\log \lambda)$	-0.8915 (-3.51)	0.1666 (0.83)
$MP \times \text{부문더미17}$	1.3306 (3.61)	-0.3392 (-1.16)
$MP \times \text{부문더미18}$	1.7216 (4.18)	-0.6480 (-1.99)
$MP \times \text{부문더미19}$	-0.3832 (-0.92)	-0.4491 (-1.37)
$MP \times \text{부문더미20}$	1.3747 (3.49)	0.1036 (0.33)
$MP \times \text{부문더미21}$	0.7716 (2.06)	-0.1400 (-0.47)
$MP \times \text{부문더미22}$	0.1178 (0.31)	-0.3439 (-1.15)
$MP \times \text{부문더미23}$	-4.4523 (-4.79)	-0.9081 (-1.24)
$MP \times \text{부문더미24}$	-1.1881 (-3.18)	0.0779 (0.26)
$MP \times \text{부문더미25}$	0.4824 (1.32)	-0.1252 (-0.43)
$MP \times \text{부문더미26}$	0.7032 (1.91)	-0.2669 (-0.92)
$MP \times \text{부문더미27}$	-2.4730 (-6.30)	-0.1289 (-0.42)
$MP \times \text{부문더미28}$	-0.3029 (-0.83)	-0.4577 (-1.59)
$MP \times \text{부문더미29}$	1.0778 (2.94)	-0.3263 (-1.13)
$MP \times \text{부문더미30}$	13.8728 (34.23)	-0.9710 (-3.03)
$MP \times \text{부문더미31}$	0.1224 (0.33)	-0.1938 (-0.65)
$MP \times \text{부문더미32}$	10.6381 (28.14)	-0.0292 (-0.10)
$MP \times \text{부문더미33}$	2.4883 (6.55)	-0.2103 (-0.70)
$MP \times \text{부문더미34}$	1.9628 (5.07)	-0.2854 (-0.93)
AS	-0.0020 (-0.35)	0.0064 (1.43)
$MRatio$	-0.0164 (-4.64)	-0.0152 (-5.45)
$ivhhi^R$	-0.0224 (-4.83)	-0.0294 (-8.02)
$ivhhi$	-0.0251 (-6.47)	0.0062 (2.01)
상수	-4.5647 (-4.45)	1.3193 (1.63)
시간 고정효과	Yes	Yes
산업×지역 고정효과	Yes	Yes
관측치	15,844	15,844
Log Likelihood	9,408.26	13,138.79
F-통계량	126.67	5.49
F-통계량*	4.37	2.99

* $H_0: \text{all } \eta_{sr} = 0$ 에 대한 F 통계량

한편 대외시장으로의 개방정도를 무역자유도로 평가하여, 지역단위에서의 마크업 분포에 미치는 영향을 가늠하기 위해 추정식에 포함시킨 모형의 추정 결과는 <표 3.6>로 제시되었으며, 앞서와 같이 이를 산업별 차이를 감안한 모형의 추정결과는 <표 3.7>와 <표 3.8>이다.

〈표 3.6〉 추정결과(3):무역자유화 효과

	마크업 지역평균		마크업 지역분산(QCD)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$MP(\log \frac{1}{\mu})$	0.6397 (7.80)	0.6384 (7.79)	-0.0806 (-1.38)	-0.0796 (-1.36)
AS	0.0102 (1.63)	0.0100 (1.60)	0.0066 (1.48)	0.0067 (1.51)
$MRatio$	-0.0214 (-5.50)	-0.0215 (-5.52)	-0.0143 (-5.15)	-0.0143 (-5.13)
$ivhhi^R$	-0.0361 (-7.12)	-0.0362 (-7.13)	-0.0282 (-7.77)	-0.0282 (-7.76)
$ivhhi$	-0.0176 (-4.34)	-0.0176 (-4.34)	0.0060 (2.07)	0.0060 (2.07)
$\ln \phi$	0.0351 (10.52)	0.0265 (4.63)	-0.0015 (-0.63)	0.0051 (1.25)
$\ln \phi \times D_{port}$		0.0002 (1.86)		-0.0002 (-2.00)
상수	-8.2689 (-7.35)	-8.2501 (-7.33)	1.4395 (1.79)	1.4252 (1.77)
시간 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes
산업×지역 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes
관측치	15,844	15,844	15,844	15,844
Log Likelihood	7799.54	7801.61	13126.03	13128.42
F-통계량	47.98	44.57	11.48	10.91
F-통계량*	5.87	5.87	3.54	3.53

* H0: all $\eta_{sr} = 0$ 에 대한 F 통계량

우선 무역자유도의 효과를 추정한 <표 3.6>을 통해서 확인할 수 있듯이, 특히 중국과의 무역자유화는 국내 각 지역(시군구)의 평균적인 마크업에 전반적으로 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 사실 본 연구에서 활용하고 있는 무역자유도 모수는 정의상 무역쌍방 간에 개방도(openness)의 평균치로서, 어느 일방의 개방정도만을 의미하지는 않는다. 다시 말해 무역상대국 중 어느 일방만이 개방하고, 상대는 폐쇄적인 교역이 이루어질 경우, 해당 모수

는 두 국간의 개방도의 (조화)평균으로 산정되기 때문에, 매우 낮은 값을 갖게 된다. 앞서 언급한 바와 같이 연구대상 기간 동안(2000~2006년) 중국과의 무역자유도 모수의 값이 지속적으로 커졌다는 것은 쌍방 간 모두 개방도가 물론 반드시 대칭적일 필요는 없지만, 상승해왔음을 의미하게 된다. 이러한 무역 쌍방 간의 시장개방에 대해 Melitz and Ottaviano (2008)는 명확한 설명을 내놓지는 못했던 것이 사실이다. 다만 단기적인 경우, 또는 일방의 개방에 한해서 마크업에 부정적인 영향만을 예측하였다. 이러한 이론적 예측 부재를 감안한다면, 본 연구의 결과로서 제시될 중국과의 무역에서 쌍방 간 무역자유도(즉 개방도)의 향상의 효과는 이후 이론적 연구의 중요한 단초가 될 수 있을 것으로 생각된다. 그러나 비록 <표 3.6>의 모형(1)에서 확인된 무역자유화도의 긍정적인 산업 전체로 확대 적용하는 것에는 무리가 있음을 <표 3.7>을 통해 쉽게 확인할 수 있다.

무역자유화도 효과의 산업별 차이를 확인할 수 있는 <표 3.7>의 지역 평균 마크업에 대한 추정결과는 15(음·식료품 제조업), 23(코크스, 석유정제품 및 핵연료 제조업), 30(컴퓨터 및 사무용기기 제조업), 32(전자부품, 영상, 음향 및 통신장비 제조업)을 제외한 대부분의 산업에서는 마크업에 부정적인 효과가 있음을 보여주고 있다. 다시 말해 중국에 비해서 상대적으로 비교우위에 있다고 여겨지는 IT분야나 상대적으로 자국시장 편향(home market bias)이 강한 가공식품류 등을 제외한다면, 대부분의 산업이 중국과의 무역자유화를 통해 수입침투(import penetration) 즉 중국제품과 국내시장에서의 경쟁상황에 놓여있다고 볼 수 있다.

〈표 3.7〉 추정결과(4): 무역자유화의 산업별 효과

	마크업 지역평균	마크업 지역분산(QCD)
$MP(\log \bar{\alpha})$	0.2289 (3.70)	-0.0777 (-1.32)
AS	0.0146 (3.10)	0.0050 (1.12)
$MRatio$	-0.0084 (-2.86)	-0.0153 (-5.46)
$ivhhi^R$	-0.0118 (-3.06)	-0.0292 (-7.98)
$ivhhi$	-0.0179 (-4.89)	0.0052 (1.50)
$\ln \phi$	0.1481 (7.54)	0.0130 (0.69)
$\ln \phi \times \text{부문더미17}$	-0.1972 (-8.12)	0.0247 (1.07)
$\ln \phi \times \text{부문더미18}$	0.0140 (0.20)	-0.0184 (-0.28)
$\ln \phi \times \text{부문더미19}$	-0.1796 (-2.82)	0.0654 (1.08)
$\ln \phi \times \text{부문더미20}$	-0.1875 (-8.53)	-0.0387 (-1.85)
$\ln \phi \times \text{부문더미21}$	-0.1671 (-5.52)	-0.0195 (-0.68)
$\ln \phi \times \text{부문더미22}$	-0.1818 (-8.84)	-0.0182 (-0.93)
$\ln \phi \times \text{부문더미23}$	1.3289 (9.01)	0.0457 (0.33)
$\ln \phi \times \text{부문더미24}$	-0.5866 (-18.54)	0.0071 (0.24)
$\ln \phi \times \text{부문더미25}$	-0.3543 (-10.63)	-0.0116 (-0.36)
$\ln \phi \times \text{부문더미26}$	-0.2180 (-10.24)	-0.0040 (-0.20)
$\ln \phi \times \text{부문더미27}$	-0.2966 (-14.26)	-0.0149 (-0.75)
$\ln \phi \times \text{부문더미28}$	-0.0622 (-3.11)	-0.0105 (-0.55)
$\ln \phi \times \text{부문더미29}$	-0.2523 (-2.85)	-0.1070 (-1.27)
$\ln \phi \times \text{부문더미30}$	0.5067 (21.89)	-0.0357 (-1.62)
$\ln \phi \times \text{부문더미31}$	-0.2955 (-10.43)	-0.0308 (-1.14)
$\ln \phi \times \text{부문더미32}$	0.5200 (22.89)	-0.0098 (-0.45)
$\ln \phi \times \text{부문더미33}$	-0.0276 (-1.18)	0.0052 (0.23)
$\ln \phi \times \text{부문더미34}$	-0.0730 (-3.26)	-0.0162 (-0.76)
상수	-2.8192 (-3.32)	1.4134 (1.75)
시간 고정효과	Yes	Yes
산업×지역 고정효과	Yes	Yes
관측치	15,844	15,844
Log Likelihood	12354.78	13142.89
F-통계량	375.62	5.53
F-통계량*	6.60	3.00

* H0: all $\eta_{sr} = 0$ 에 대한 F 통계량

이러한 수입경쟁은 지역별 마크업 분포의 분산에 미치는 영향정도를 나타내는 <표 3.6>의 모형(3)과 이의 산업별 차이를 확인할 수 있는 <표 3.7>의 두 번째 모형(QCD)을 통해서도 재차 확인할 수 있다. <표 3.6>의 모형(3)에서 비록 통계적으로 유의미하지는 않지만, 다른 조건이 일정할 경우 경쟁으로 말미암는 선별효과로 인해 분산이 작아지는 효과를 발견할 수 있으며, 이는 정도의 차이는 있지만 대부분의 산업에서 전반적으로 일어나는 현상임을 알 수 있다. 다시 말해 그 동안의 중국과의 무역자유화는 국내시장에서의 경쟁을 심화시켰으며, 이는 산업적 차원을 넘어 국지적 시장에서도 마찬가지로 있음을 알 수 있다. 한편 이러한 중국과의 무역자유화의 효과는 <표 3.8>의 첫 번째 모형(지역 마크업 평균)에서 확인할 수 있듯이 상당수의 산업(17(섬유제품 제조업), 20(목재 및 나무제품 제조업) 등)에서 마치 대외시장으로의 게이트웨이(gateway)의 역할을 하는 국제항에 인접한 지역에서 보다 강한 것으로 확인되었다. 다시 말해 상대적으로 국제항에 인접해 있는 지역일수록 중국 제품과의 가격경쟁에 보다 강하게 노출되게 된다는 것이다. 이는 육상 화물운송에서도 역시 일정한 수송비용이 존재하며, 이것이 수입품의 구매자가격에 반영될 경우 매우 자연스럽게 발생하는 현상이라 할 수 있다. 상대적으로 이러한 운송비용이 저렴한 국제항 인접지역에서 상대적으로 저가의 중국제품과의 경쟁이 강할 수밖에 없으며 결국 해당 지역의 마크업에도 당연히 반영된 것으로 해석이 가능하다. 결국 본 연구의 이러한 결과는 대외시장으로의 개방과 같은 국가적 또는 산업적 차원에서의 환경변화가 지역적 여건 차이로 인해 지역 간에 차별화된 영향을 주게 된다는 사실을 보여주는 것으로서, 향후 관련 정책설계 시 이러한 지역적으로 차별화된 효과 역시 고려대상이 되어야 함을 의미하는 것이라 생각된다.

〈표 3.8〉 추정결과(5): 무역자유화의 지역적 차이의 산업별 효과

	마크업 지역평균	마크업 지역분산(QCD)
$MP(\log \hat{\alpha})$	0.4024 (6.18)	-0.0747 (-1.35)
AS	0.0129 (2.48)	0.0062 (1.39)
$MRatio$	-0.0139 (-4.21)	-0.0159 (-5.67)
$ivhhi^R$	-0.0212 (-4.95)	-0.0304 (-8.35)
$ivhhi$	-0.0381 (-10.55)	0.0010 (0.34)
$\ln \phi$	0.0164 (3.43)	0.0046 (1.14)
$\ln \phi \times D_{port}$	0.0003 (0.64)	-0.0003 (-0.80)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미17}$	-0.0015 (-2.80)	0.0006 (1.45)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미18}$	0.0019 (1.15)	0.0004 (0.28)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미19}$	0.0014 (0.89)	0.0031 (2.21)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미20}$	-0.0013 (-2.74)	-0.0002 (-0.43)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미21}$	-0.0021 (-3.16)	0.0003 (0.54)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미22}$	-0.0011 (-2.64)	-0.0001 (-0.34)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미23}$	0.0370 (5.94)	-0.0045 (-0.84)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미24}$	-0.0067 (-11.01)	0.0008 (1.50)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미25}$	-0.0022 (-3.51)	0.0005 (1.01)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미26}$	-0.0027 (-6.05)	0.0001 (0.23)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미27}$	-0.0028 (-6.93)	0.0001 (0.39)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미28}$	0.0001 (0.25)	0.0001 (0.23)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미29}$	-0.0058 (-2.81)	-0.0027 (-1.55)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미30}$	0.0120 (25.64)	-0.0002 (-0.59)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미31}$	-0.0022 (-3.71)	0.0001 (0.21)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미32}$	0.0116 (25.32)	0.0006 (1.43)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미33}$	0.0009 (1.87)	0.0002 (0.42)
$\ln \phi \times D_{port} \times \text{부문더미34}$	0.0012 (2.85)	0.0000 (0.03)
상수	-5.1557 (-5.77)	1.3667 (1.80)
시간 고정효과	Yes	Yes
산업×지역 고정효과	Yes	Yes
관측치	15,844	15,844
Log Likelihood	10565.01	13112.95
F-통계량	253.04	4.63

3.6. 결론

기업은 ‘시장(market)’을 매개로 한 영업활동이 수반되어야 하며, 이 과정에서 기업이 가격설정에 미칠 수 있는 영향력의 크기인 마크업은 그 자체로 해당기업이 처해 있는 시장 환경의 지표라 할 수 있다. 이러한 마크업으로 표현되는 기업의 시장 환경은 사실 국제시장 및 국내시장 또는 지역시장 등 규모면에서 다차원적이며, 이로 인해 이를 포괄적으로 파악하는 것이 요구된다. 본 연구는 개별 기업의 마크업의 공간적 이질성과 그 결정요인을 규명하되, 특히 국지적 시장의 규모 및 집적, 그리고 이러한 요인과 보다 큰 시장 즉 국제시장으로의 개방과의 상호작용이 미치는 효과를 중심으로 살펴보고자 하였다.

특히 이를 위해서는 선행적으로 개별기업 단위에서의 마크업 추정을 위해서, 기존의 Hall(1986)·Roeger(1995) 유의 기법이나 최근 개발된 De Loecker *et al.* (2010), De Loecker (2011), De Loecker and Warzynski (2012)의 기법의 단점 및 한계를 극복하여, 패널구조를 갖추지 못했지만, 국내 제조업에 대한 전수조사자료인 광공업통계자료에 적용 가능한 마크업 추정기법을 개발, 이를 통해 추정된 마크업의 지역단위에서의 분포를 산정하였으며, 이에 미치는 결정요인들의 영향을 분석하였다.

우선 추정된 마크업을 통해 확인한 기업단위에서의 마크업의 이질성 정도는 기업 이질성 연구의 주 대상이라 할 수 있는 생산성(특히 총요소생산성)의 이질성에 비해서 상대적으로 크며, 이는 이 두 가지 변수가 결국 기업 수준에서의 가격을 결정하는 변수라는 점을 감안한다면 기업 간 생산성의 격차가 바로 가격 경쟁력의 차이로 전이되지 않을 가능성이 보다 높아지게 되며, 경우에 따라서는 생산성의 이질성의 수준보다 더욱 큰 이질성을 가격의 기업 간 분포에서 발견될 수 있을 것으로 예측되었다. 물론 현재와 같이 광공업통계조사 자료와 같이 전 산업을 대상으로 미시적 수준(기업이나 공장수준)에서의 가격정보에 관한 전수조사 자료가 없는 상황에서 이를 직접적으로 확인하는 것이 불가능하지만, 본 연구의 결과로도 충분히 이를 예측할 수 있

을 것으로 또한 생각된다.

한편 공간적 차원에서의 이질성을 시장규모를 기준으로 살펴본 결과, 시장 규모(보다 정확하게는 시장잠재력)의 격차가 커질수록 상대적으로 시군구 단위의 평균적인 마크업의 격차는 보다 커지는 경향성이 발견되었다. 이러한 경향성은 자칫 Melitz and Ottaviano (2008)의 예측이나 Zhao (2011), Lu, Tao and Yu (2012)의 경험적 결과들과는 상충되는 것처럼 보이지만, 이는 기업의 집적으로 인한 경쟁효과를 제어해 준 상태에서의 결과로서 일종의 순수한 시장규모의 효과로 해석하는 것이 바람직할 것으로 보인다. 만일 순수하게 집적으로 말미암는 경쟁효과만을 대상으로 했을 경우, 기존 연구들과 일관성을 유지하는 결과를 얻었다. 한편 지역 내 마크업 분포의 산포도에 미치는 결정요인들의 영향 역시 대체적으로는 이론적인 예측과 일맥상통한 결과를 얻어, 마크업 분포의 분산에 미치는 시장구조의 영향에 대한 예측에 좋은 경험적인 증거가 될 수 있을 것으로 생각된다.

연구대상 기간 동안(2000~2006년) 관찰된 중국과의 무역자유도의 상승은 중국에 비해서 상대적으로 비교우위에 있다고 여겨지는 IT분야나 상대적으로 자국시장 편향이 강한 가공식품류 등을 제외한다면, 대부분의 산업에서 중국제품과 국내시장에서의 경쟁하는 상황이 연출되고 있는 것으로 나타났다. 그리고 이러한 효과는 상대적으로 국제항에 인접해 있는 지역에서 두드러졌는데, 이는 육상 화물운송에서의 수송비용의 영향인 것으로 풀이된다.

이러한 결과 외에도 본 연구는 기존 연구에서 거론된 바 없는 사실로서 지역 내 기업 간에 규모 간의 경쟁뿐만 아니라 동일한 규모 내 경쟁도 존재할 수 있는 가능성에 대한 경험적 증거도 발견하였다. 이 부분은 향후 관련분야의 이론적 연구에 좋은 단초가 될 수 있을 것으로 생각된다.

3.7. 참고문헌

- 김재경, 정혜선, 김한호 (2013), "한국의 대외 무역자유도 분석", 『경제학연구』 61(2):1-31
- Baldwin, Richard E. and Toshihiro Okubo (2006), "Agglomeration, Offshoring and Heterogeneous Firms", CEPR Discussion Paper 5663
- Basu, S. and Fernald, J.G. (1997), "Returns to Scale in U.S. Production: Estimates and Implications", *Journal of Political Economy* 105: 249-83
- Behrens, Kristian, Giordano Mion, Yasusada Murata and Jens Sudekum (2011), "Spatial frictions", *mimeo*.
- Bellone, Flora, Patrick Musso, Lionel Nesta and Frederic Warzynski (2012), "Productivity, Trade and Endogenous Mark-ups: Testing some Micro-level implications of the Melitz-Ottaviano Model", *mimeo*
- Bernard, A. B., J. Eaton, J. Jensen and S. Kortum (2003), "Plants and Productivity in International Trade", *American Economic Review* 93: 1268–1290
- Berman, Nicolas, Philippe Martin and Thierry Mayer (2012) "How do different exporters react to exchange rate changes?", *The Quarterly Journal of Economics* 127: 437–492
- Bils, M. and Klenow, P. J. (2004), "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices", *Journal of Political Economy* 112: 947—985.

- Bonett, D. G. (2006), "Confidence interval for a coefficient of quartile variation", *Computational Statistics & Data Analysis* 50(11): 2953-2957
- Borg, Mario, (2009), "Measuring Market Competition in the EU: the Mark-up Approach", *Bank of Valletta Review* 39: 20-31
- Bresnahan, T.F. and P.C. Reiss (1991), "Entry and competition in concentrated markets", *Journal of Political Economy* 99(5): 977–1009
- Caballero, Ricardo J. and Richard K. Lyons (1989), "The Role of External Economies in U.S. Manufacturing," NBER Working Papers 3033
- Campbell, J.R. and H.A. Hopenhayn (2005), "Market size matters", *Journal of Industrial Economics* 53(1):1–25.
- Capozza, Dennis R. and Robert Van Order (1978), "A Generalized Model of Spatial Competition", *American Economic Review* 68(5): 896-908
- Carlo Altomonte and Alessandro Barattieri (2006), "Endogenous markups, international trade and the product mix", *mimeo*
- Chen, Natalie, Jean Imbs and Andrew Scott (2009), "The dynamics of trade and competition", *Journal of International Economics* 77: 50–62
- Ciccone, A. and R.E. Hall (1996), "Productivity and the density of economic activity", *American Economic Review* 86(1): 54-70
- Collins, N.R. and L.E. Preston (1969), "Price-cost margins and industry structure", *Review of Economics and Statistics* 51(3): 271–286

- Combes, Pierre Philippe, Gilles Duranton, Laurent Gobillon, Diego Puga and Sébastien Roux (2009), "The productivity advantages of large cities:Distinguishing agglomeration from firm selection", *mimeo*
- Combes, P. and M. Lafourcade (2011), "Competition, market access and economic geography: Structural estimation and predictions for france", *Regional Science and Urban Economics*
- Crozet, M., (2004), "Do Migrants Believe in Market Potential?", *Journal of Economic Geography* 4(4)
- Cosar, A. Kerem, Paul L. E. Grieco and Felix Tintelnot (2012), "Geography, and Oligopoly: Evidence from the Wind Turbine Industry", *mimeo*.
- Dixit, A. and J. Stiglitz. (1977), "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review* 67: 297-308
- Dalton, John T. and Turkmen Goksel, (2012), "Firm Taxation, Markups, and Market Structure", *mimeo*
- Davidson, R. and J.G. MacKinnon (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, New York: Oxford University Press.
- Domowitz, Ian, R. Glenn Hubbard and Bruce C. Petersen, (1988), "Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing", *Review of Economics and Statistics* 70(1): 55
- De Loecker, Jan (2011), "Recovering markups from production data", *International Journal of Industrial Organization* 29: 350–355

- De Loecker, Jan and Frederic Warzynski, (2012), "Markups and Firm-Level Export Status", *American Economic Review* 102(6): 2437–2471-66
- Dale, Larry, Dev Millstein, Katie Coughlin, Robert Van Buskirk, Gregory Rosenquist, Alex Lekov, and Sanjib Bhuyan (2004), "An Analysis of Price Determination and Markups in the Air-Conditioning and Heating Equipment Industry", *mimeo*.
- De Blas, Beatriz and, Katheryn Niles Russ (2011), "Understanding Markups in the Open Economy under Bertrand Competition", *mimeo*.
- Dhyne, Emmanuel, Amil Petrin and Frederic Warzynski (2012), "Prices, Markups and Quality at the Firm-Product Level", *mimeo*
- Eichner, Alfred S. (1973), "A Theory of the Determination of the Mark-up Under Oligopoly", *The Economic Journal* 83(332): 1184-1200
- Epifani, Paolo and Gino Gancia (2010), "Markup Heterogeneity and Misallocations", *mimeo*
- Epifani, Paolo and Gino Gancia (2011), "Trade, markup heterogeneity and misallocations", *Journal of International Economics* 83: 1–13
- Fuss, Catherine and Frederic Warzynski, (2012), "The determinants of markups on export markets: A firm-product-market analysis", *mimeo*
- Friedman, J., D. Gerlowski, and J. Silberman (1992), "What Attracts Foreign Multinational Corporations", *Journal of Regional Science* 32(4): 403-118
- Fujita, Masahisa and Thisse, Jacques-François (1996), "Economics of Agglomeration," CEPR Discussion Papers 1344

- Gabszewicz, J. Jaskold and J. F. Thiese (1979), "Price Competition, Quality and Income Disparities", *Journal of Economic Theory* 20: 340-359
- Green, W.H. (2008), *Econometric Analysis* 6th ed. Upper Saddle River", NJ: Prentice-Hall
- Greenhut, Melvin L., George Norman nad Chao-Shun Hung (1987), *The Economics of Imperfect Competition: A Spatial Approach*, Cambridge University Press.
- Gopinath, Gita and Oleg Itskhoki (2010), "Frequency of Price Adjustment and Pass-through", *Quarterly Journal of Economics* 675-726
- Hall, R.E. (1986), "Market structure and macroeconomic fluctuations", *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 285–322
- Hall, R.E. (1988), "The relation between price and marginal cost in U.S. industry", *Journal of Political Economy* 96(5): 921–947..
- Hall, R.E. (1990), *Growth, Productivity, Unemployment: Essays to celebrate Bob Solow's Birthday, chapter Invariance Properties of Solow's Productivity Residual*, Cambridge, MA: MIT Press,
- Hall, R.E. and D. Jorgenson (1967), "Tax policy and investment behavior", *American Economic Review* 57(3): 638–655
- Head, K., J. Ries, and D. Swenson (1999) "Attracting Foreign Manufacturing: Investment Promotion and Agglomeration", *Regional Science and Urban Economics* 29(2): 197-218

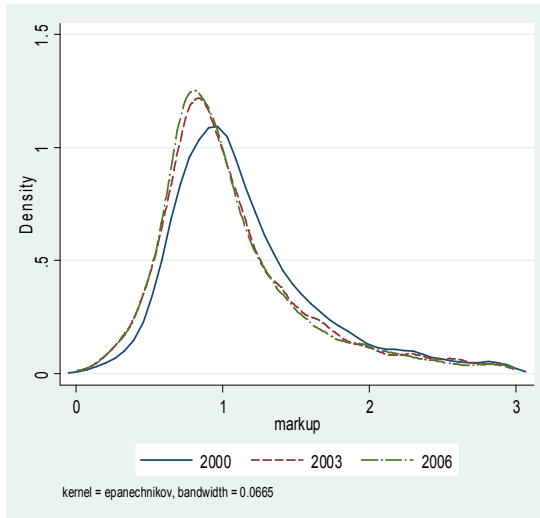
- Head, Keith and Thierry Mayer (2004), "Market Potential and the Location of Japanese Investment in the European Union", *Review of Economics and Statistics* 86(4): 959-972
- Hanson, G., (2001), "Market Potential, Increasing Returns, and Geographic Con-centration", *mimeo*
- Henderson, J. V., A. Kuncoro, and M. Turner (1995), "Industrial Development in Cities," *Journal of Political Economy* 103(5): 1067-1090
- Harris, C, (1954), "The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States", *Annals of the Association of American Geographers* 64: 315-348
- Hagemejer, Jan, Piotr Popowski (2012), "The distribution of monopolistic markups in the Polish economy", National Bank of Poland Working Paper 121
- Hotelling, Harold (1929), "Stability in Competition", *The Economic Journal* 39(153): 41-57
- Kaldor, N. (1935), "Market imperfection and excess capacity", *Economica* 2(5):35–50.
- Kato Atsuyuki and Kodama Naomi (2011), "Productivity, and External Market Development: An empirical analysis using SME data in the service industry", The Research Institute of Economy, Trade and Industry of Japan,(RIETI) Discussion Paper 11-E-057,
- Klette, T.J. (1999), "Market Power, Scale Economies and Productivity: Estimates from a Panel of Establishment Data", *Journal of Industrial Economics* 47: 451-476
- Kim, Seong-Hoon (2011), "A Theory of Markup Pricing", *mimeo*.

- Konings, J., Van Cayseele, P. and Warzynski, F. (2005), "The Effect of Privatization and Competitive Pressure on Firms' Price-Cost Margins: Micro Evidence from Emerging Economies", *Review of Economics and Statistics* 87(1): 124-134.
- Konings, J. and Vandenbussche, H. (2005), "Antidumping protection and markups of domestic firms", *Journal of International Economics* 65(1): 151-165
- Krugman, P.R. (1979), "Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade", *Journal of International Economics* 9: 469-479
- Krugman, P.R. (1980), "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade", *American Economic Review* 70: 950-959
- Krugman, P.R. (1991), "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy* 99(3): 483-499
- Joakim, Gullstrand, Karin Olofsdotter and Susanna Thede (2012), "Markups and export-pricing strategies", *mimeo*
- Lourdes, Moreno and Diego Rodríguez (2009), "Market openness and markups: the effect of international trade", *mimeo*
- Lu, Yi, Zhigang Tao and Linhui Yu (2012), "Agglomeration and Markup", Social Science Research Network(SSRN) Working Paper 2065303
- Martin, Philippe, Thierry Mayer and Florian Mayneri (2008), "Spatial concentration and firm-level productivity in France", *mimeo*
- Mazumder, Sandeep (2009), "The Price-Marginal Cost Markup and its Determinants in U.S. Manufacturing", MPRA Paper 17260

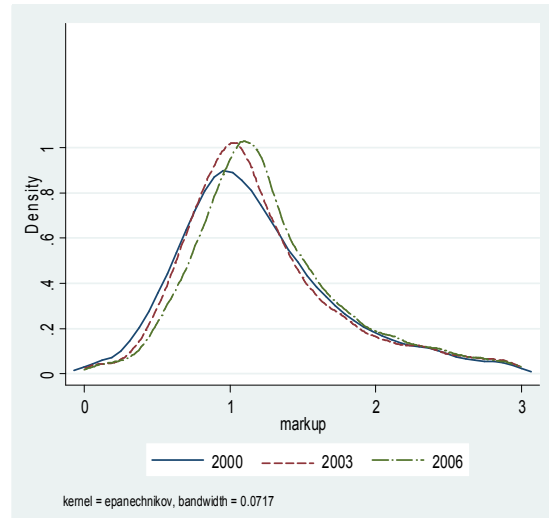
- Melitz, M. (2003), "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica* 71: 1695-1725
- Melitz, M. J. and Ottaviano, G. I. P. (2008), "Market size, trade, and productivity", *Review of Economic studies* 75: 295-316.
- Morrison, C.J. (1992), "Unraveling the Productivity Growth Slowdown in the United States, Canada and Japan: The Effects of Subequilibrium, Scale Economies and Markups", *Review of Economics and Statistics* 74(3): 381-393.
- Nekarda, Christopher J., and Valerie A. Ramey (2010), "The Cyclical Behavior of the Price-Cost Markup", *mimeo*.
- Norrbin, S. C. (1993), "The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry: A Contradiction", *Journal of Political Economy* 101: 1149-1164.
- Ottaviano, G., T. Tabuchi, and J.-F. Thisse. (2002), "Agglomeration and Trade Revisited", *International Economic Review* 43: 40
- Pinkse, Joris, Margaret Slade and Craig Brett (2002), "Spatial price competition: a semi-parametric approach," *Econometrica* 70(3): 1111–1153
- Redding, S., and A. Venables (2004), "Economic Geography and International Inequality", *Journal of International Economics* 62(1): 53- 82
- Reynolds, Stanley S. and Bart J. Wilson, (2001) "A Simple Model of Pricing, Markups and Market Power Under Demand Fluctuations", *mimeo*

- Roeger, W. (1995), "Can Imperfect Competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for U.S. Manufacturing". *Journal of Political Economy* 103(2): 316-330.
- Saito, Hisamitsu (2008), *Three Essays on Firm Heterogeneity and Regional Development*, Ph.D. dissertation in Agricultural and Resource Economics at OSU
- Solow (1957), "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics* 39(3): 312-320
- Syverson, C. (2007), "Prices, spatial competition, and heterogeneous producers: An empirical test", *Journal of Industrial Economics* 55(2): 197–222,
- Waldmann, R. J. (1991), "Implausible Results or Implausible Data? Anomalies in the Construction of Value-Added Data and Implications for Estimates of Price-Cost Markups", *Journal of Political Economy* 99: 1315-1328
- Zhao, Liqu, (2011), "Markups and Agglomeration: Price Competition versus Externalities", *mimeo*.
- Zarnic, Ziga (2010), "From Liberalization towards Integration: Have Markups of EU Electricity Firms Changed?", LICOS Discussion Paper Series Discussion 261

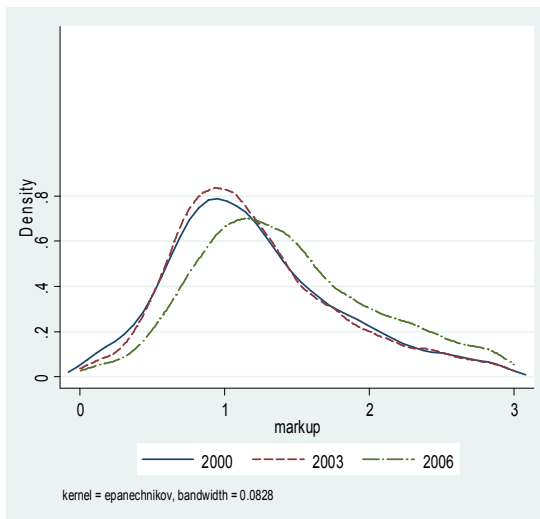
〈부록 그림 3.1〉 산업별 추정 마크업 분포



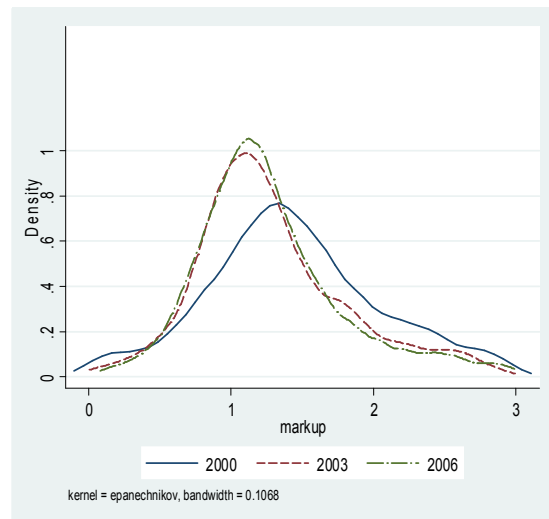
음·식료품 제조업(15)



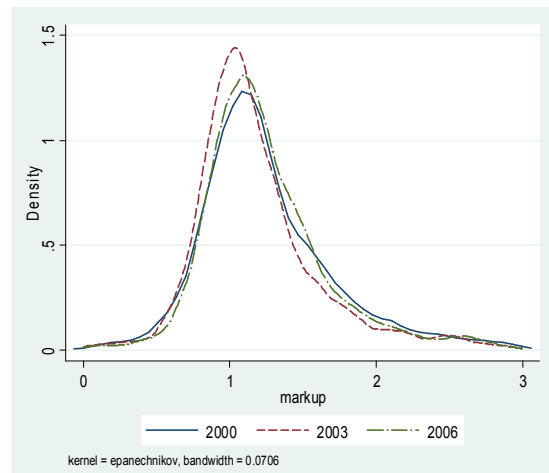
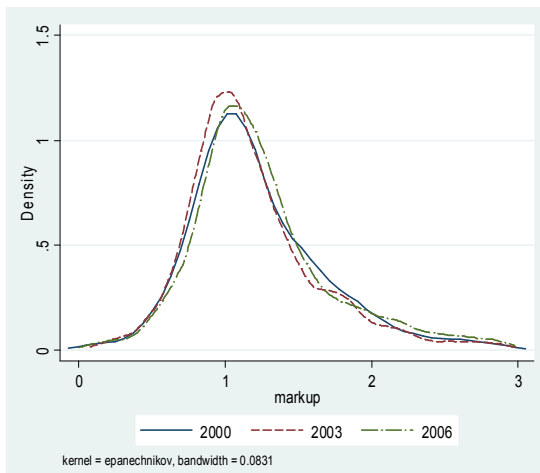
섬유제품 제조업; 봉제의복제외(17)

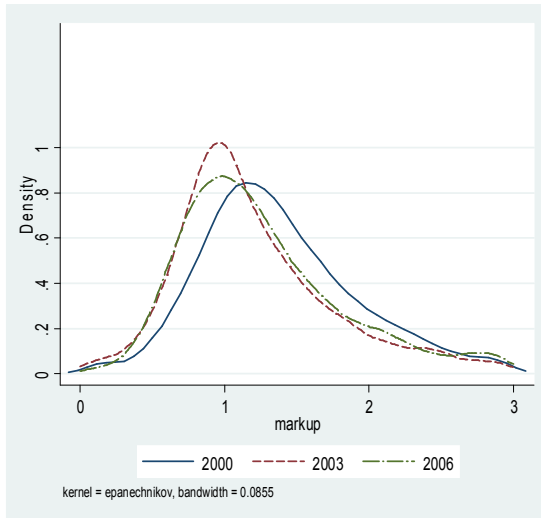


봉제의복 및 모피제품 제조업(18)

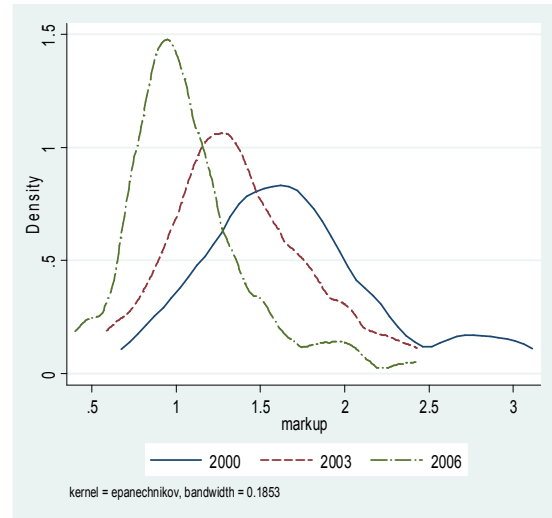


가죽, 가방 및 신발 제조업(19)

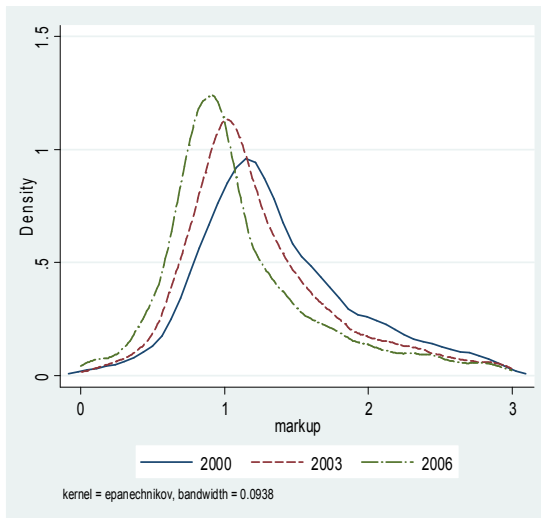




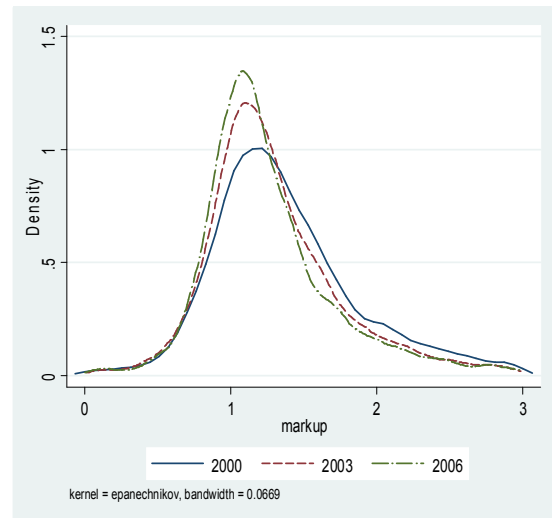
출판, 인쇄 및 기록매체 복제업(22)



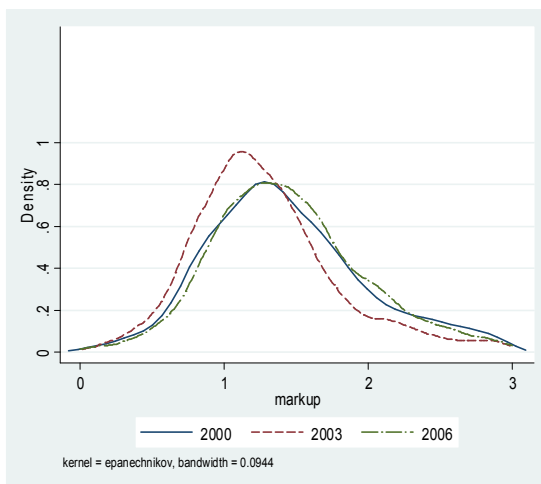
코크스, 석유정제품 및 핵연료 제조업(23)



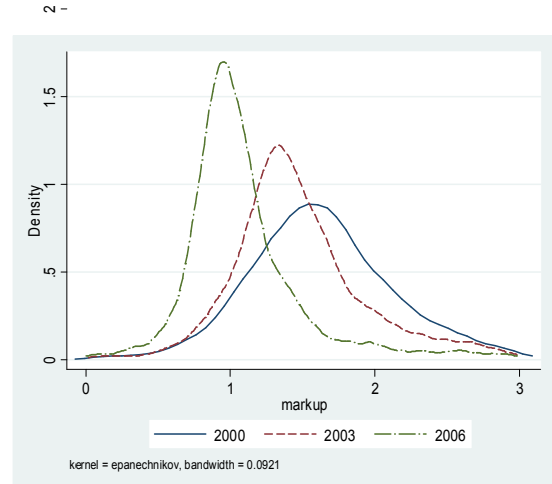
화학물 및 화학제품 제조업(24)



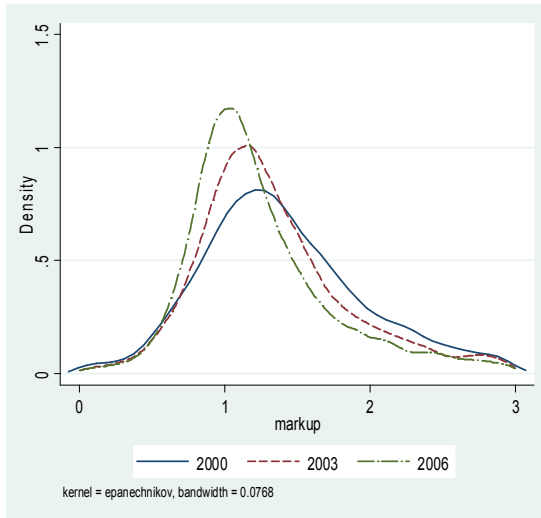
고무 및 플라스틱제품 제조업(25)



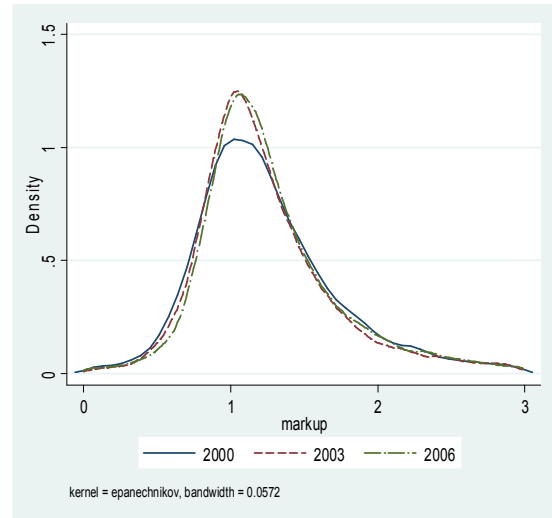
비금속광물제품 제조업(26)



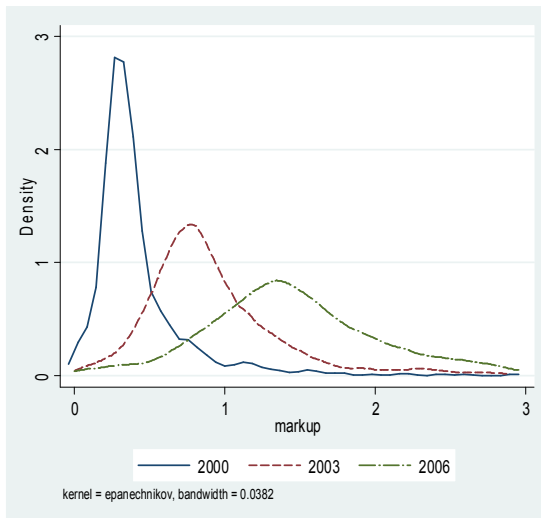
제1차 금속산업(27)



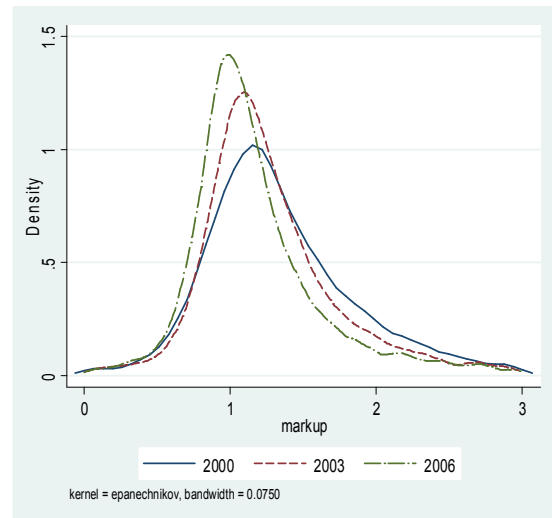
조립금속제품 제조업;기계및가구제외(28)



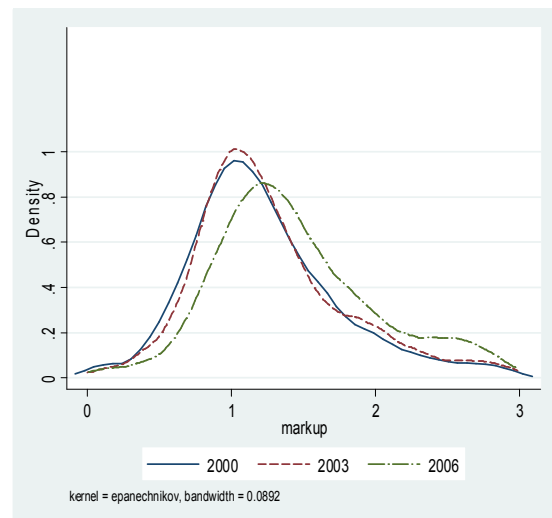
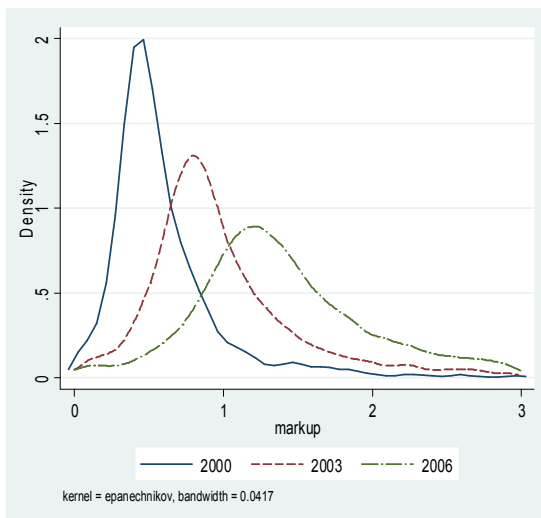
기타기계 및 장비 제조업(29)

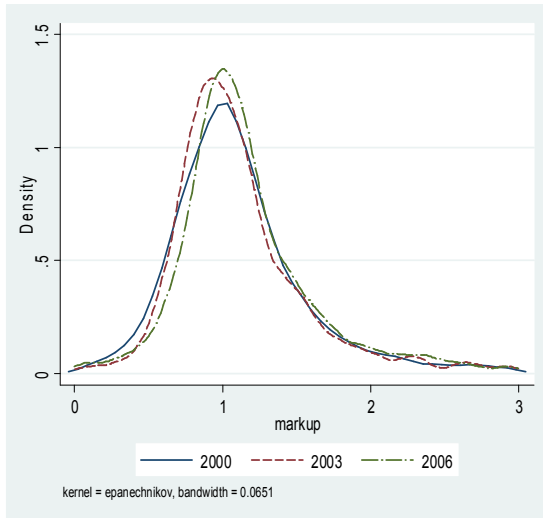


컴퓨터 및사 무용기기제조업(30)

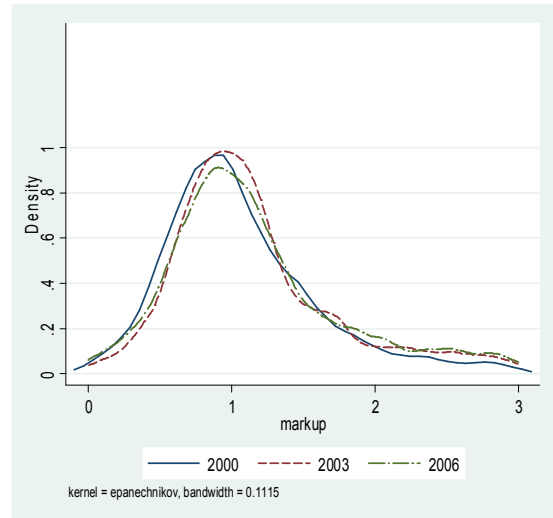


기타전기기계 및 전기변환장치 제조업(31)

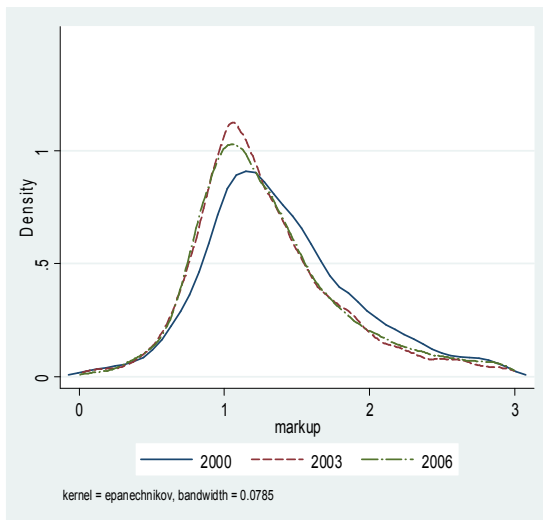




자동차 및 트레일러 제조업(34)



기타운송장비 제조업(35)



가구및기타제품제조업(36)

Abstract

Essays on the firm heterogeneity in terms of productivity and markup under the competitive economic environments

Kim, Jae-Kyung

Department of Agricultural Economics and Rural Development

The Graduate School

Seoul National University

Since the seminal works of Krugman (1979; 1980; 1991), New Trade Theory (hereafter NTT) and New Economic Geography (hereafter NEG), as the former's derivative, theoretical literatures had resorted to the assumption of a *representative firm* representing all homogeneous firms within a industry located in a region. Unfortunately, this unrealistic assumption can't be innocuous in a sense that observed differences among firms within even a narrowly defined industry - employment and output size, capital and skill intensity, productivity and markup - are large. It was not until Eaton and Kortum (2002) and Melitz (2003) (Baldwin and Okubo (2006) in case of NEG) introduced the firm heterogeneity assumption that a lot of NTT/NEG theoretical literatures yielded a growing number of empirically testable conjectures as to differentiated behaviors and performances among heterogeneous firms under various competitive economic

environments like *trade liberalization* or *agglomeration*. And several empirical literatures including Pavcnik (2002), Bernard, Jensen and Schott (2006), Yerhoogen (2008), Combes *et al.* (2009), Saito and Gopinath (2009) etc. have been conducted to test them.

This study is in the same line with such trends of NTT/NEG. Following existing relevant works, I examine empirical applicability of the theoretical conjectures as to the firm heterogeneity in terms of productivity and markup to Korean manufacturing sectors. And then I attempt to test selected ones among them and derive significant policy implications from the results. For these purposes, I draw on the raw data of *the Mining and Manufacturing Survey* covering almost whole manufacturing establishments with more than 5 employees. *The Survey* had been published by *the Statistics Korea* from 2000 to 2006. Despite good properties of this data as a micro-level completed survey in terms of accuracy and size, however, a drawback also exists: imperfect panel setting. This tends to limit application of conventional techniques such as *proxy variable method* (Olley and Pakes, 1996; Levinsohn and Petrin, 2003; Akerberg *et al.* 2006) or *share regression method* (Gandhi *et al.*, 2011) of estimating firm-specific TFP and *Production approach* (Hall, 1986; Roeger, 1995) or *De Loecker's approach* (De Loecker, 2011; De Loecker and Warzynski, 2012) of measuring firm-specific markup. At least up to this time, existing relevant works using such data draw on *chained multilateral index number approach*, as an almost unexceptional substitute for the aforementioned TFP/markup estimation techniques. This approach has also its limitations imposed by restrictive assumptions of constant returns to scale in production technology and perfect competition of

output market without markup. Thus, new techniques need to be developed in order to secure consistent estimates of firm-specific markup as well as TFP. To meet such need, I propose two techniques characterized by adopting less restrictive assumptions of variable returns to scale and imperfect competition with markup and being capable of solving the endogeneity problem(i.e. so-called the transmission bias problem) as a main econometrical issue in firm-level production function estimation

These newly proposed techniques allow me to obtain region-level distributions of TFP and markup by manufacturing sectors available to empirical tests for the theoretical conjectures as follows: firstly the presences of *selection effect* (Melitz, 2003; Syverson, 2004) and/or *sorting effects* (Baldwin and Okubo, 2006a) encompassing *one-sided* and *two-sided sorting effect* (Okubo, Picard and Thisse ,2010; Forslid and Okubo, 2010) as mechanisms beside the *externality effect* pointed by Marshall(1890) underlying observed *agglomeration economies* and secondly the presence and extent of *spatial heterogeneity in markup*, particularly by market sizes (Melitz and Ottaviano, 2008). In addition to these, to take it into account that the aforementioned conjectures can be an inextricable link between NEG mainly focusing on local level competitive environments and NTT on global level ones, I make an attempt to investigate the spatial differentiated impacts of trade liberalization with China on the *selection/ sorting effects* and the *spatial heterogeneity in markup*.

As the results of the tests, empirical evidences favorable to the theoretical conjectures were found in the spatial context of Koran manufacturing sectors.

And the impacts of trade liberalization with China turned out to have a tendency to be more increasing in the counties closer to international ports.

.....

Keywords : New Trade Theory, New Economic Geography, Total Factor Productivity, Markup, Agglomeration Economies, Trade Liberalization, Firm Heterogeneity

Student Number : 2007-30302